UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

**O IMPACTO DA CONJUNTURA ECONÔMICA SOBRE O CONSUMO: UM ESTUDO
SOBRE AS VENDAS NO VAREJO**

Iuri Lazier

Orientador: Nuno Manoel Martins Dias Fouto

SÃO PAULO
2013

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Roberto Sbragia
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Lindolfo Galvão de Albuquerque
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

IURI LAZIER

**O IMPACTO DA CONJUNTURA ECONÔMICA SOBRE O CONSUMO: UM ESTUDO
SOBRE AS VENDAS NO VAREJO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Administração da Faculdade
de Economia, Administração e
Contabilidade da Universidade de São
Paulo, para obtenção do título de Doutor
em Ciências.

Orientador: **Prof. Dr. Nuno Manoel Martins
Dias Fouto**

Versão corrigida
(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO
2013

Tese defendida e aprovada no Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo - Programa de Pós-Graduação em Administração, pela seguinte banca examinadora:

Prof. Dr. Bolívar Godinho de Oliveira Filho

Prof. Dr. Claudio Felisoni de Angelo

Prof. Dr. Edgard Monforte Merlo

Prof. Dr. Eduardo Vieira dos Santos Paiva

Prof. Dr. Nuno Manoel Martins Dias Fouto

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Lazier, Iuri

O impacto da conjuntura econômica sobre o consumo : um estudo sobre as vendas no varejo / Iuri Lazier. – São Paulo, 2013. 166 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2013.

Orientador: Nuno Manoel Dias Fouto.

1. Vendas a varejo 2. Causalidade 3. Previsão – Análise de séries temporais 4. VAR I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

**Ao meu filho Thomás de 8 anos que
sabe estabelecer o difícil equilíbrio
entre momentos de concentração e
descontração.**

AGRADECIMENTOS

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para que eu pudesse realizar este trabalho.

À USP que proporcionou toda a infraestrutura e ambiente acadêmico, necessários à condução dos trabalhos.

Ao meu orientador que apontou os caminhos.

Aos professores que ampliaram meus horizontes.

Aos funcionários da FEA sempre prestativos em todas as situações.

Aos colegas que discutiram, cresceram, incentivaram e enfrentaram, juntos, esse empreendimento.

À minha família com quem muitas vezes fiquei em débito.

*“Everything is vague to a degree you do not
realize till you have tried to make it precise.”*

Bertrand Russell 1918

RESUMO

Este trabalho realiza uma análise exploratória do comportamento das vendas de varejo na economia brasileira. O estudo parte da identificação de variáveis econômicas relevantes na determinação das vendas de varejo. A identificação apoia-se em proposições de outros estudos e testes de causalidade. O resultado da identificação é validado por meio da construção de um modelo de previsão de vendas no varejo. A relevância da causalidade das variáveis é verificada pela comparação do desempenho do modelo multivariado em relação ao desempenho de modelos univariados. Em seguida, o trabalho aprofunda a análise da relevância das variáveis por meio da mensuração da causalidade das taxas de juros básica da economia e ao consumidor e da mensuração do tempo médio de causalidade sobre as vendas de varejo. Por fim, as vendas de varejo são decompostas em vendas setoriais e avaliadas as mensurações de causalidade e tempo de causalidade das taxas de juros sobre os segmentos de varejo.

Palavras-chave: vendas no varejo, modelos de previsão, decomposição de causalidade, VAR.

ABSTRACT

This work conducts an exploratory analysis on the behavior of retail sales in the Brazilian economy. The analysis starts by identifying relevant economic variables in determining retail sales. The identification leans on other researches and causality tests. The identification results are validated by the construction of a forecasting model for retail sales. The relevance of causal variables is assessed by comparing the forecasting performance of univariate models against the multivariate model. The work deepens the analysis of the causal variables by measuring the causality of the basic interest rate and the consumer interest rate over retail sales and by measuring the average time of the causality. The same analysis is extended to industry sectors in the retail sales.

Key-words: retail sales, forecasting models, causality decomposition, VAR.

LISTA DE ABREVIATURAS E NOTAÇÃO

ADF: Augmented Dickey-Fuller.

AIC: Akaike.

AR: Autoregressive.

ARIMA: Autoregressive Integrated Moving Average.

BCB: Banco Central do Brasil.

BVAR: Bayesian Vector Autoregression.

DGP: Data Generation Process.

FPE: Final Prediction Error.

HQ: Hannan-Quinn.

KPSS: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

LM: Lagrange Multiplier, estatística do teste de razão do multiplicador de Lagrange.

LMC: estatística do teste de razão do multiplicador de Lagrange com correção para pequenas amostras.

LR: Likelihood Ratio, estatística do teste de razão de verossimilhança.

LRC: estatística do teste de razão de verossimilhança com correção para pequenas amostras.

MA: Moving Average.

MAFE: Erro Médio Absoluto de Previsão – Mean Absolute Forecasting Error.

MSFE: Erro Médio Quadrático de Previsão – Mean Squared Forecasting Error.

MPFE: Erro Médio Percentual de Previsão – Mean Percentage Forecasting Error.

PIB: Produto Interno Bruto.

PP: Phillips-Perron.

SC: Schwarz.

VAD: Vector Autoregressive Distributed Lag.

VAR: Vector Autoregression.

VEC: Vector Error Correction.

W: Wald, estatística do teste de Wald.

WC: estatística do teste de Wald com correção para pequenas amostras.

t : período de tempo.

T : quantidade de períodos de tempo.

$\bullet_{-t}$: conjunto dos valores passados de $\bullet$ até o valor presente t .

σ : desvio padrão.

$\mathbf{w}$: vetor de processos estocásticos.
 $\mathbf{y}$: vetor de processos estocásticos.
 $\mathbf{x}$: vetor de processos estocásticos.
 $\mathbf{z}$: vetor de processos estocásticos.
 $\mathbf{d}$: vetor de variáveis *dummy*.
 I : conjunto de informações.
 Δ : correção para pequenas amostras.
 tr : operador trace.
 $\ln$: operador logaritmo natural.
 S_U : matriz de covariância dos resíduos do modelo não restrito.
 S_R : matriz de covariância dos resíduos do modelo restrito.
 k : quantidade de variáveis do modelo.
 m : quantidade de variáveis restritas do modelo
 p : quantidade de defasagens do modelo.
 G : quantidade de restrições sobre a variável.
 $\chi^2(q)$: distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade.
 q : quantidade de graus de liberdade.
 h : quantidade de períodos de tempo futuros.
 α : vetor de coeficientes.
 β : vetor de coeficientes.
 $\mathbf{B}$: matriz de coeficientes.
 δ : vetor de coeficientes.
 ϵ : vetor de erros.
 $D_\bullet$: densidade de probabilidade da variável $\bullet$.
 I_t : conjunto de informações disponíveis até o instante t .
 $C_{x \rightarrow y}$: intensidade da causalidade de x sobre y .
 $C_{x,y}$: intensidade da dependência entre x e y .
 $\det$: determinante.
 var : variância.

LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Figura 3.1 – Proposição de sistema de indicadores antecedentes, coincidentes e sucedentes.	45
Tabela 3.2 – Descrição das Séries Temporais.....	46
Tabela 3.3 – Modelos não restritos utilizados nos testes de raiz unitária.	49
Tabela 3.4 – Modelos restritos utilizados nos testes de raiz unitária.	49
Tabela 3.5 – Resultados de testes de uma raiz unitária.	50
Tabela 3.6 – Grau de integração das variáveis.....	51
Tabela 3.7 – Resultados dos testes de duas raízes unitárias.....	52
Tabela 3.8 – Ordem de defasagens e critérios de informação.....	53
Tabela 3.9 – Ordem de defasagens e significância dos coeficientes.....	54
Tabela 3.10 – Teste de autocorrelação dos resíduos	54
Tabela 3.11 – Teste de heteroscedasticidade dos resíduos.....	54
Tabela 3.12 – Teste de normalidade dos resíduos.....	54
Tabela 3.13 – Testes de causalidade de Granger	56
Tabela 3.14 – Erros médios absolutos de previsão	58
Tabela 3.15 – Erros médios quadráticos de previsão	58
Tabela 3.16 – Erros médios percentuais de previsão	59
Tabela 4.1 – Descrição das Séries Temporais.....	65
Tabela 4.2 – Testes de causalidade	70
Tabela 4.3 – Testes de autocorrelação, heteroscedasticidade e normalidade dos resíduos.....	71
Tabela 4.5 – Efeitos da taxa básica de juros da economia sobre vendas no varejo	72
Tabela 4.6 – Efeitos da taxa de juros ao consumidor sobre vendas no varejo	72
Tabela 4.7 – Comparação entre as intensidades relativas da conjuntura econômica.....	74
Tabela 5.1 – Descrição das Séries Temporais.....	77
Tabela 5.2 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes	78
Tabela 5.3 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de hipermercados e supermercados	80
Tabela 5.4 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de móveis e eletrodomésticos	81
Tabela 5.5 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de tecidos vestuário e calçados.....	82

Tabela 5.6 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de combustíveis e lubrificantes	83
--	----

Tabela 5.7 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de hipermercados e supermercados	84
---	----

Tabela 5.8 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de móveis e	85
--	----

Tabela 5.9 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de tecidos, vestuário e calçados	85
---	----

Tabela 5.10 – Comparação entre as variáveis integrantes dos modelos	86
---	----

Tabela 5.11 – Diferenças de impacto das taxas de juro sobre as vendas setoriais no varejo	87
---	----

Tabela B.1 – Testes de raiz unitária em nível	113
---	-----

Tabela B.2 – Testes de raiz unitária em primeira diferença para as variáveis integradas.....	116
--	-----

Tabela B.3 – Ordem de defasagens de acordo com critérios de informação	116
--	-----

Tabela B.4 – Avaliação de significância das defasagens	117
--	-----

Tabela B.5 – Testes de autocorrelação dos resíduos	119
--	-----

Tabela B.6 – Testes de heteroscedasticidade dos resíduos	120
--	-----

Tabela B.7 – Testes de normalidade dos resíduos	121
---	-----

Tabela B.8 – Resultados da estimação dos coeficientes do VAR.....	123
---	-----

Tabela B.9 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações.....	125
---	-----

Tabela B.10 – Testes dos resíduos do sistema de equações.....	126
---	-----

Tabela B.11 – Resultados de estimação dos coeficientes dos modelos ARIMA.....	128
---	-----

Tabela C.1 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas no varejo	133
--	-----

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas no varejo.	135
--	-----

Tabela C.2 – Testes de autocorrelação	135
---	-----

Tabela C.3 – Testes de normalidade	135
--	-----

Tabela C.4 – Testes de heteroscedasticidade	135
---	-----

Tabela D.1 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes no varejo	137
--	-----

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes no varejo.	139
---	-----

Tabela D.2 – Testes de autocorrelação.....	139
--	-----

Tabela D.3 – Testes de normalidade	139
--	-----

Tabela D.5 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de hipermercados e supermercados no varejo.....	140
Tabela D.6 – Testes de autocorrelação.....	142
Tabela D.7 – Testes de normalidade	142
Tabela D.8 – Testes de heteroscedasticidade	142
Tabela D.9 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de móveis e eletrodomésticos no varejo	143
Tabela D.10 – Testes de autocorrelação.....	145
Tabela D.11 – Testes de normalidade	145
Tabela D.12 – Testes de heteroscedasticidade	145
Tabela D.13 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de móveis e eletrodomésticos no varejo	146
Tabela D.14 – Testes de autocorrelação.....	148
Tabela D.15 – Testes de normalidade	148
Tabela D.16 – Testes de heteroscedasticidade	148

SUMÁRIO

SUMÁRIO	1
CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO.....	5
1.1. Problema de pesquisa	6
1.2. Objetivos.....	6
1.3. Definições operacionais.....	7
1.4. Delimitação do trabalho.....	7
1.5. Contribuições do trabalho.....	8
1.6. Procedimentos metodológicos	10
1.7. Estrutura do trabalho	12
CAPÍTULO 2 – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	15
2.1. Conjuntura econômica e canais de transmissão de política monetária.....	15
2.2. Causalidade de granger.....	20
2.2.1 Testes de causalidade de Granger	21
2.2.2 Mensuração da causalidade de Granger	24
2.3. Exogeneidade.....	26
2.3.1 Contexto de análise de exogeneidade.....	27
2.3.2 Exogeneidade fraca	27
2.3.3 Exogeneidade forte.....	28
2.3.4 Superexogeneidade.....	28
2.4. Exogeneidade e causalidade	29
2.5. Modelagem econométrica multivariada de relações lineares	29
2.6. Previsão	36
2.6.1 Métodos de previsão.....	37
2.6.2 Modelos de previsão.....	39
2.6.3 Desempenho de modelos de previsão	41
CAPÍTULO 3 – PREVISÃO DE VENDAS	43
3.1. Especificação de variáveis e seleção de séries temporais.....	45
3.2. Análise das séries temporais.....	47
3.3. Especificação do modelo	52
3.4. Construção do var	53
3.5. Construção do sistema de equações.....	55
3.6. Estimação dos modelos arima	57

3.7. Testes comparativos de previsão	58
3.8. Resultados e conclusões	59
CAPÍTULO 4 – TAXAS DE JUROS E VENDAS.....	63
4.1. Seleção de variáveis.....	63
4.2. Construção do modelo	65
4.3. Avaliação da causalidade.....	71
4.4. Resultados e conclusões	73
CAPÍTULO 5 – VENDAS SETORIAIS	77
5.1. Avaliação da causalidade.....	83
5.2. Resultados e conclusões	86
CAPÍTULO 6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS	91
6.1. Síntese das conclusões.....	92
6.2. Contribuições do trabalho.....	93
6.3. Extensões e limitações do trabalho.....	94
REFERÊNCIAS	97
APÊNDICES	105
APÊNDICE A – SÉRIES TEMPORAIS	105
A.1. Descrição das séries temporais	105
A.2. Gráficos das séries temporais	111
APÊNDICE B – MODELOS DE PREVISÃO DE VENDAS.....	113
B.1. Testes de raiz unitária	113
B.2. Dados de estimação do VAR.....	116
B.3. Dados de estimação do sistema de equações.....	125
B.4. Dados de estimação dos modelos ARIMA.....	128
APÊNDICE C – CAUSALIDADE DE VENDAS NO VAREJO	133
C.1. Estimação – vendas no varejo	133
C.2. Diagnóstico de resíduos – vendas no varejo.....	135
APÊNDICE D – CAUSALIDADE DE VENDAS POR SEGMENTO.....	137
D.1. Estimação – combustíveis e lubrificantes.....	137
D.2. Diagnóstico de resíduos – combustíveis e lubrificantes.....	139
D.3. Estimação – hipermercados e supermercados	140
D.4. Diagnóstico de resíduos – hipermercados e supermercados	142
D.5. Estimação – móveis e eletrodomésticos	143
D.6. Diagnóstico de resíduos – móveis e eletrodomésticos	145

D.7. Estimação – tecidos, vestuário e calçados	146
D.8. Diagnóstico de resíduos – tecidos, vestuário e calçados	148
APÊNDICE E – PROGRAMAS	149
E.1. Testes de causalidade de granger.....	149
E.2. Mensuração de causalidade	157
E.3. Teste de heteroscedasticidade.....	166

CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO

Um tema que sempre teve destaque na economia brasileira e ganhou maior importância na história recente, em especial após o último período prolongado de estabilidade econômica, são as taxas de juros da economia brasileira. A discussão sobre o tema começa pelo nível da taxa básica de juros da economia, que deve ter um patamar adequado aos padrões fiscais e monetários da economia do país e a suas necessidades de financiamento externo. A discussão também permeia o nível da taxa de juros paga pelos consumidores, que envolve avaliações de risco e da qualidade institucional do país. A discussão avança até o *spread* bancário, que envolve o grau de concorrência interna do mercado bancário e o chamado custo Brasil, incluídos aí impostos e ineficiências da economia brasileira. A discussão frequentou e ocupou espaço significativo na mídia no início de 2012. A razão para o acirramento da discussão foi uma manifestação ostensiva do governo sobre reduções da taxa básica da economia pelo Banco Central do Brasil e da taxa de juros ao consumidor pelos bancos comerciais privados e estatais. A relação entre estas duas taxas de juros abre o questionamento sobre os mecanismos de transmissão dos movimentos da taxa básica de juros para a taxa de juros ao consumidor e para as demais variáveis da economia.

Um importante segmento da economia brasileira é o segmento de vendas no varejo, que representa uma parcela significativa do consumo das famílias. O PIB brasileiro de 2012, segundo dados do IBGE (2013), foi de R\$ 4,40 trilhões. Destes, o consumo representou R\$ 2,74 trilhões, aproximadamente 62% do PIB. As vendas no varejo em 2012 no Brasil, segundo dados da FECOMERCIO SP (2013), foram na ordem de R\$ 1,42 trilhões, aproximadamente 32% do PIB e 52% do consumo das famílias. A desagregação das vendas no varejo em vendas setoriais distancia ainda mais as vendas no varejo do consumo das famílias, que constitui o agregado econômico de referência da teoria econômica. De forma análoga, a taxa de juros ao consumidor também se distancia da taxa básica de juros da economia. Os mecanismos de propagação dos movimentos da taxa de juros ao consumidor sobre níveis desagregados do consumo não são necessariamente os mesmos, nem seguem necessariamente os mesmos padrões observados na relação entre a taxa básica de juros e o consumo agregado. O entendimento desses mecanismos não pode ser derivado de uma extensão direta do estudo de modelos macroeconômicos e do estudo dos canais de transmissão de política monetária. É necessário um estudo mais específico do tema, que é o propósito deste trabalho.

O assunto é por si só instigante para pesquisadores e interessados em economia, tanto do ponto de vista da teoria econômica, quanto do ponto de vista pragmático das decisões e ações dos agentes econômicos e da definição de políticas governamentais. A questão é relevante para a sociedade devido ao potencial de impacto direto sobre a vida dos cidadãos em suas transações econômicas do dia a dia. As consequências atingem o relacionamento dos cidadãos com o sistema bancário e com as empresas, envolvendo financiamentos de curto e longo prazo para o consumo, atinge o mercado imobiliário e empreendimentos e também a rentabilidade dos recursos poupados pela sociedade.

Este estudo avalia os efeitos da taxa de juros básica da economia e da taxa de juros ao consumidor, dada a conjuntura econômica, sobre uma parcela do consumo, refletida pelas vendas no varejo. Com este foco o estudo privilegia a avaliação estatística dos fenômenos procurando investigar os efeitos observados, sem buscar a verificação ou refutação de hipóteses de teorias econômicas. Os resultados e as evidências observadas e extraídas dos dados são analisados sob o prisma da teoria econômica.

1.1. Problema de pesquisa

A questão central de investigação deste trabalho é a avaliação do impacto das taxas de juros básica da economia e da taxa de juros ao consumidor, dada a conjuntura econômica, sobre o comportamento das vendas no varejo. De que forma as taxa de juros influenciam as vendas no varejo, interagindo dinamicamente com outros fatores determinantes da conjuntura econômica.

1.2. Objetivos

- Avaliar a adequação de diversas séries temporais da economia brasileira no estudo do comportamento das vendas no varejo.

- Verificar as relações entre as variáveis econômicas e validar sua relevância sobre as vendas no varejo por meio da construção de um modelo de previsão de vendas.
- Avaliar o impacto da taxa de juros básica da economia e ao consumidor sobre as vendas no varejo, em termos de quantificação da causalidade e do tempo médio de causalidade.
- Avaliar as diferenças de impacto da taxa de juros básica da economia e ao consumidor sobre vendas desagregadas em segmentos específicos do varejo.

1.3. Definições operacionais

Por conjuntura econômica entende-se 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. As vendas no varejo constituem uma parcela do consumo agregado. As vendas são traduzidas pelo volume monetário de vendas agregadas no varejo e pelos volumes de vendas dos seguintes segmentos de varejo: combustíveis e lubrificantes; hipermercados e supermercados; móveis e eletrodomésticos; tecidos, vestuário e calçados. O impacto da conjuntura econômica é avaliado pela quantificação da causalidade de Granger das variáveis econômicas sobre o comportamento das vendas no varejo e pela mensuração do tempo médio de persistência da causalidade de Granger. Causalidade de Granger significa precedência temporal de um vetor que contribui para a previsão de outro vetor. Para simplificação da linguagem e por ser a única forma de causalidade abordada no trabalho, exceto em questões especificamente identificadas, todas as referências à causalidade de Granger no trabalho serão feitas simplesmente como causalidade.

1.4. Delimitação do trabalho

O objeto principal de estudo é o comportamento das vendas no varejo, na economia brasileira, determinado pelas taxas de juros básica da economia e ao consumidor, no contexto da conjuntura econômica. O período de observação é de janeiro de 2000 a outubro de 2012. A conjuntura econômica é descrita por um conjunto de variáveis selecionadas em um universo

inicial de 18 variáveis econômicas. O estudo é realizado em 3 ensaios sobre o comportamento das vendas no varejo.

O primeiro ensaio identifica as variáveis macroeconômicas relevantes para o estudo do comportamento das vendas no varejo. As variáveis são identificadas em testes de causalidade e sua relevância é testada na construção de um modelo de previsão multivariado. O desempenho do modelo de previsão é avaliado tomando como referência o desempenho de modelos univariados.

O segundo ensaio avalia o impacto das variáveis taxa de juros básica da economia e taxa de juros ao consumidor sobre as vendas no varejo. O impacto é avaliado pela decomposição e mensuração da causalidade de defasagens das taxas de juros e pela avaliação do tempo médio de persistência da causalidade.

O terceiro ensaio ajusta o modelo utilizado na análise das vendas no varejo agregadas, para avaliar a causalidade das taxas de juros sobre as vendas no varejo desagregadas em vendas setoriais.

A organização do trabalho em três ensaios relacionados entre si busca refletir as etapas evolutivas do trabalho de pesquisa. O estudo foi iniciado por uma etapa exploratória de identificação de fatores relevantes para responder à questão de pesquisa, seguida de uma etapa de avaliação de fato do problema proposto, finalizada com uma etapa de extensão do trabalho para abordar o problema de uma perspectiva menos agregada.

As conclusões são construídas a partir dos resultados de estimação, testes e análise dos modelos econométricos e de aspectos da teoria econômica.

1.5. Contribuições do trabalho

O trabalho contribui para o entendimento da dinâmica da influência das taxas de juros sobre as vendas no varejo na economia brasileira, tanto agregadas como setoriais. Este entendimento torna-se particularmente interessante em decorrência do recente momento

econômico do país, em que as taxas de juros atingiram níveis historicamente baixos. Os resultados permitem uma avaliação dos desdobramentos das decisões dos elaboradores das políticas econômica. Tais informações somente podem ser conhecidas mediante o estudo do comportamento das variáveis econômicas desagregadas, em resposta aos movimentos do sistema econômico.

O trabalho também valida um conjunto de variáveis como representantes da conjuntura econômica que influencia o comportamento das vendas no varejo. O conjunto de variáveis selecionado é validado por meio da construção de um modelo de previsão de vendas no varejo.

O estudo também estende o trabalho apresentado em Fouto (2008), que investiga fatores determinantes do comportamento do volume de vendas no varejo. Fouto (2008, p. 57-97) propõe variantes de modelagem do comportamento do volume de vendas no varejo, compondo modelos de uma única equação (regressão múltipla e ARIMA) e modelos de equações múltiplas (VAR e VEC) para o comportamento de vendas no varejo. A extensão consiste na avaliação da intensidade e duração dos efeitos das oscilações das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre as vendas no varejo. O trabalho inova ao realizar a análise sobre as vendas no varejo agregadas e também setoriais. O trabalho também inova ao realizar essa análise combinando um método de avaliação de causalidade de Granger em modelos VAR com variáveis integradas, proposto em Dolado e Lütkepohl (1996, p. 369-386) e aperfeiçoado por Mantalos e Shukur (2000, p. 1021-1231), e aplicando um método de quantificação da causalidade e mensuração do tempo de causalidade, proposto em Gouriéroux e Monfort (1997, p. 1-668).

O trabalho também contribui com o estudo dos canais de transmissão de política monetária. A abordagem é um aprofundamento da análise dos mecanismos de transmissão de taxas de juros sobre componentes do consumo em níveis de agregação inferiores.

1.6. Procedimentos metodológicos

O método de abordagem utilizado na pesquisa é classificado por Lakatos (2005, p. 83-115) como hipotético-dedutivo e o procedimento é classificado como estatístico. A pesquisa parte de conjecturas e as submete à crítica estatística com o objetivo de falsear as conjecturas por meio de testes. A hipótese central é a possibilidade de mensurar os efeitos da conjuntura econômica, representada por um conjunto de variáveis, sobre as vendas no varejo, representada por outro conjunto de variáveis. No sistema composto pela interação entre as variáveis são analisados especificamente as interações entre as taxas de juros e as vendas no varejo.

A técnica utilizada é de pesquisa documental, utilizando somente dados secundários. As fontes de dados utilizadas são: Banco Central do Brasil (BCB), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

A pesquisa utiliza um conjunto de 18 variáveis econômicas, consideradas relevantes *a priori* para o estudo, e seleciona, no processo de modelagem econométrica, as mais adequadas para a construção de um modelo estatístico de avaliação do comportamento das vendas no varejo. A amostra corresponde ao período de janeiro de 2001 a outubro de 2012.

As variáveis utilizadas foram:

- a) consumo de energia elétrica total, comercial e industrial, que representa o nível de atividade econômica;
- b) expectativa de inflação, que compõe a formação das taxas de juros reais;
- c) folha de pagamento da indústria, que representa a massa de rendimentos do consumidor;
- d) formação bruta de capital fixo, que representa o volume de investimento na economia;
- e) índice Bovespa, que representa o valor das empresas no mercado de capitais;
- f) rendimento médio nominal do trabalho principal, que representa o nível de renda do consumidor;
- g) índice de atividade econômica, que representa o nível de atividade da economia brasileira.
- h) inflação, que representa a variação nos níveis de preços;
- i) produção industrial, que representa o nível de atividade econômica;
- j) receita nominal de vendas no varejo, que representa o faturamento e o consumo do segmento de varejo;

- k) receita nominal de vendas no varejo do setor de combustíveis e lubrificantes, que representa um nível de desagregação das vendas no varejo;
- l) receita nominal de vendas no varejo do setor de supermercados e hipermercados, que representa um nível de desagregação das vendas no varejo;
- m) receita nominal de vendas no varejo do setor de móveis e eletrodomésticos, que representa um nível de desagregação das vendas no varejo;
- n) receita nominal de vendas no varejo do setor de tecidos, vestuário e calçados, que representa um nível de desagregação das vendas no varejo;
- o) volume de crédito de recursos livres para pessoa física, que representa o crédito ao consumo;
- p) taxa SELIC, que representa a taxa básica de juros da economia;
- q) taxa de juros das operações de crédito com recursos livres para pessoa física, que representa a taxa de juros ao consumidor;
- r) taxa de desemprego, que representa o nível de ociosidade do trabalho na economia.

A técnica de modelagem estatística utilizada foi a construção de modelos econométricos autorregressivos univariados e multivariados. Os modelos construídos foram submetidos a testes de hipótese para avaliação de especificação e aderência aos dados, testes de congruência e testes de desempenho. Os modelos foram então utilizados para obtenção dos resultados e análise da questão de pesquisa.

O trabalho utilizou funcionalidades dos softwares EViews 7.2 e o software Mathematica 9.0.1 para programação e realização de estimações e cálculos. O EViews 7.2 foi utilizado para estimação, testes e simulação dos modelos univariados e multivariados. Os testes de causalidade e os cálculos de decomposição de causalidade foram programados no Mathematica 9.0.1, por desconhecimento de software que realize tais cálculos na forma necessária ao trabalho. Tanto a decomposição de causalidade quanto os testes de causalidade requerem estimações recorrentes do sistema de equações. Foi utilizada a estimação na forma SUR (*Seemingly Unrelated Regression*). Os cálculos de estimação programados no Mathematica 9.0.1 foram comparados com os resultados da estimação pelo mesmo método no EViews 7.2, para assegurar a correta realização dos cálculos. Quanto à decomposição de causalidade e aos testes de causalidade, sem outro software para comparação, a verificação foi realizada por inspeção da execução passo a passo.

1.7. Estrutura do trabalho

Este capítulo 1, a introdução, contém a motivação e relevância do trabalho, o problema de pesquisa, os objetivos, definições operacionais, delimitação da abrangência, contribuições e procedimentos metodológicos utilizados e a descrição do trabalho.

O capítulo 2 apresenta a fundamentação teórica que sustenta a formulação e investigação do problema de pesquisa, esclarece os procedimentos utilizados na avaliação e tratamento das séries temporais, apresenta as opções de construção dos modelos econométricos e serve como base para a discussão dos resultados.

Os capítulos 3, 4 e 5 apresentam três ensaios de avaliação do comportamento das vendas no varejo em resposta às mudanças de estado da conjuntura econômica. Cada ensaio apresenta uma revisão da literatura sobre a abordagem em questão, o desenvolvimento e as conclusões pertinentes ao ensaio.

O capítulo 3 é um ensaio com um conjunto inicial de variáveis, utilizadas na construção de um modelo de previsão de vendas. O ensaio se inspira na hipótese apresentada em Ellis (2005, p. 11-15) sobre a relevância das variáveis na previsão de vendas no varejo. As variáveis sugeridas foram adaptadas às séries econômicas que as representam no caso brasileiro. O modelo de previsão foi construído no intuito de validar a relevância do conjunto de variáveis macroeconômicas como representantes da conjuntura econômica que determina o comportamento das vendas no varejo.

O capítulo 4 é um ensaio que avalia o impacto da taxa de juros básica da economia e da taxa de juros ao consumidor sobre as vendas agregadas no varejo. Este ensaio ajusta o conjunto de variáveis e realiza testes de causalidade para selecionar o modelo mais adequado. Com base no modelo a causalidade das taxas de juros sobre as vendas no varejo é quantificada e é determinado o tempo médio de impacto.

O capítulo 5 é um ensaio que estende o modelo desenvolvido no capítulo precedente, testando as hipóteses de causalidade das taxas de juros sobre as vendas no varejo desagregadas em segmentos. As causalidades são quantificadas e são determinados os tempos médios de impacto das taxas de juros sobre as vendas de cada setor.

O capítulo 6 analisa e compara os resultados apresentados nos ensaios, discute as principais conclusões, apresenta considerações finais, discute contribuições e analisa possíveis extensões do trabalho.

O trabalho é concluído com as referências e apêndices. O apêndice A identifica, descreve e apresenta graficamente as séries econômicas utilizadas, bem como os tratamentos a que foram submetidas. O apêndice B contém os detalhes da estimação e testes dos modelos de previsão construídos no ensaio apresentado no capítulo 3. O apêndice C contém os detalhes da estimação e testes dos modelos construídos no ensaio apresentado no capítulo 4. O apêndice D contém os detalhes da estimação e testes dos modelos construídos no ensaio apresentado no capítulo 5. O apêndice E apresenta os programas utilizados na realização dos testes de causalidade e na quantificação das causalidades e sua duração.

CAPÍTULO 2 – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os temas que constituem o alicerce teórico que apoia o desenvolvimento deste trabalho podem ser identificados como: canais de transmissão de política monetária, causalidade, modelos econométricos multivariados e previsão de séries econômicas. Este capítulo identifica os aspectos relacionados a esses temas que foram utilizados no desenvolvimento do estudo do impacto da conjuntura econômica sobre o varejo.

2.1. Conjuntura econômica e canais de transmissão de política monetária

Uma das visões da política monetária é a de um conjunto de ações destinadas ao controle da inflação. Dentro desta visão, Blanchard (2011, p. 541-547) observa que a implementação da política monetária tinha como meta, inicialmente, regular o volume dos agregados monetários na economia para atingir o objetivo de controle da inflação. Posteriormente a política monetária passou a ter como meta a fixação da taxa de juros básica da economia para atingir seu objetivo de controle da inflação.

A taxa de juros básica da economia constitui um dos principais objetos de estudo da teoria econômica ao longo do tempo, sendo o instrumento principal de política monetária no atual sistema econômico brasileiro. A avaliação de seus efeitos sobre a economia e a determinação de seu nível são realizadas pelo Banco Central, executor da política monetária. Paralelamente, a política monetária é discutida e analisada na mídia e na academia.

A taxa de juros ao consumidor escapa um pouco da atenção da teoria econômica, na qual a taxa de juros básica da economia desempenha papel central, constituindo um objeto de estudo em trabalhos mais específicos, muitos ligados à análise de riscos e inadimplência. Só para ilustrar alguns, Hogarth e Lee (1999) analisam o entendimento dos consumidores sobre as diferenças entre taxas contratadas e taxas efetivas na contratação de crédito, Ellis (1998) analisa fatores que influenciam o aumento da inadimplência nos Estados Unidos, relacionando-a à legislação sobre taxas de juros de cartão de crédito, e Edelberg (2006) analisa o uso da taxa de juros no crédito como fator de precificação do risco.

A taxa de juros ao consumidor ganhou destaque na história econômica brasileira mais recente, em decorrência do processo histórico de redução dos níveis da taxa básica de juros da economia. Uma questão derivada deste fato é a correlação entre a taxa SELIC e a taxa de juros ao consumidor. Embora as análises veiculadas não constituam trabalhos científicos, os meios de comunicação expressaram a percepção da sociedade sobre o tema. Houve a percepção de que a taxa de juros ao consumidor não respondeu à variação da taxa SELIC, como divulgado em O Estado de São Paulo (28/03/2012) e Brasil Econômico (03/04/2012). O *spread* bancário foi apontado como um dos fatores determinantes da ausência de correlação entre a taxa SELIC e a taxa de juros ao consumidor, como divulgado em O Globo (02/04/2012). A análise dos componentes do *spread* inclui, entre outros, a competitividade do mercado, a percepção de risco, impostos e margens de lucro. Esta discussão também teve destaque, como publicado em O Estado de São Paulo (27/04/2012) e Valor Econômico (23/05/2012), e o governo decidiu compelir os bancos oficiais a reduzirem suas taxas para forçar os bancos privados a fazerem o mesmo, como divulgado em O Estado de São Paulo (20/04/2012) e Brasil Econômico (13/04/2012). Um dos focos dessa discussão foi o efeito das taxas de juros sobre a expansão do crédito. Uma das expectativas sobre as políticas implementadas pelo governo nesse processo foi a expansão do crédito, do consumo e dos investimentos. Isso implica a premissa de existência de um mecanismo de transmissão do efeito da taxa básica de juros para a taxa de juros do consumidor, desta para o crédito e deste para o consumo. Essa relação entre as taxas de juros e o impacto de suas oscilações sobre as vendas no varejo, que representam uma parcela do consumo, constitui o objeto principal deste trabalho.

A análise dos efeitos de choques na taxa de juros para as demais variáveis econômicas é um objeto típico de estudo da teoria econômica. Mais especificamente é parte do estudo dos canais de transmissão da política monetária. Mishkin (1996) faz uma revisão dos mecanismos de transmissão de política monetária e classifica-os da seguinte forma:

Canais da taxa de taxas de juros:

- a) Taxa de juros nominal.
- b) Taxa de juros real.

Canais de preços de outros ativos:

- a) Taxa de câmbio.
- b) Valor das empresas: q de Tobin; efeito renda, preço dos imóveis.

Canais de crédito:

- a) Empréstimo bancário.
- b) Balanço patrimonial das empresas.
- c) Balanço patrimonial das famílias.
- d) Crises financeiras.

A classificação apresentada é explicada em Mishkin (1996), que mostra uma das possíveis análises sobre os mecanismos que operam nos diversos canais. Essa análise é resumida a seguir.

Nos canais de taxas de juros, expansões monetárias reduzem a taxa, que eleva o nível de investimento e resulta em aumento da demanda agregada. O efeito de transmissão da taxa de juros é da taxa real, não nominal. Se a taxa nominal atingir o patamar nulo, o mecanismo de transmissão dos efeitos da expansão monetária continua operando por meio da inflação, que torna a taxa real negativa.

Entre os canais de preços de outros ativos um deles é a taxa de câmbio. Expansões monetárias reduzem a taxa de juros, que deprecia o câmbio (desvalorizando a moeda local), aumentando as exportações líquidas e elevando a demanda agregada.

Outro canal de preços é o valor das empresas, que opera por meio dos mecanismos: q de Tobin, efeito renda e preço dos imóveis. O q de Tobin é a razão entre o valor das empresas e o custo de reposição de capital. Expansões monetárias aumentam o valor das empresas pelo aumento da procura em resposta ao aumento da oferta de moeda, elevando o q de Tobin, *i. e.*, reduzindo o custo relativo do capital, o que leva a um aumento do investimento e a uma expansão da demanda agregada. No mecanismo do efeito renda, expansões monetárias aumentam o valor das empresas elevando a riqueza financeira, que pela teoria da renda permanente se reflete em aumento dos recursos ao longo da vida dos consumidores. Estes ampliam o consumo e conseqüentemente a demanda agregada. O mecanismo do preço dos imóveis é a combinação dos mecanismos do q de Tobin e do efeito renda, porém, aplicados sobre o aumento do investimento das empresas na construção, decorrente da redução do custo relativo do capital, e também sobre o aumento do consumo, decorrente do aumento da riqueza patrimonial dos consumidores que resulta do aumento do valor dos imóveis.

Entre os canais de crédito um deles é o empréstimo bancário. Expansões monetárias aumentam os depósitos resultando em maior volume de financiamentos, que elevam o investimento e consequentemente a demanda agregada.

Outro canal de crédito é o balanço patrimonial das empresas. Este canal resulta da assimetria informacional no mercado de crédito. Quanto menor o valor das empresas, maior o problema de inadimplência por seleção adversa e risco moral e menor a disponibilização de crédito para investimento. Portanto expansões monetárias aumentam o valor das empresas, reduzindo a seleção adversa e o risco moral, elevando o crédito e o investimento e consequentemente a demanda agregada. Outro canal de crédito é o balanço patrimonial das famílias. Expansões monetárias aumentam o valor das empresas, o que significa aumento de ativos financeiros de alta liquidez. A maior liquidez das famílias induz o consumo de bens duráveis e imóveis, que constituem investimentos de menor liquidez, aumentando a demanda agregada.

As crises financeiras constituem uma forma extrema de atuação do canal de crédito. Durante as crises ocorre grande assimetria informacional no mercado de crédito, que desencadeia diversos dos mecanismos descritos nos canais de transmissão de política monetária, porém, no sentido contrário ao aumento da demanda agregada. A assimetria informacional aumenta a seleção adversa e o risco moral, restringindo o crédito. A restrição do crédito provoca contração monetária com consequente aumento das taxas de juros, redução no valor das empresas, redução do investimento, redução na renda permanente e redução no consumo, acarretando queda na demanda agregada. Quando a crise financeira é aliada a uma crise bancária, a quebra de confiança leva a uma redução nos depósitos com consequente resposta dos bancos, que reduzem ainda mais a oferta de crédito para aumentar suas reservas e fazer frente aos saques. As consequências formam um círculo vicioso.

O resumo de Mishkin (1996) ilustra o papéis de destaque da taxa de juros básica da economia nos mecanismos de operação dos canais de transmissão de política monetária. É o principal instrumento dos implementadores de política monetária, embora os mecanismos de transmissão descritos mostrem uma série de outros fatores que também são manipulados por meio de políticas governamentais. Na análise dos mecanismos de transmissão de política monetária, a demanda agregada é a composição de todo o consumo e investimento da economia, com mecanismos de inter-relação com os demais agregados econômicos. Mas a taxa básica de juros da economia, que se reflete nos agregados econômicos, não se reflete

necessariamente de forma homogênea nos componentes destes agregados. As vendas no varejo constituem um componente do consumo das famílias, que constitui um componente da demanda agregada. O interesse deste trabalho é no efeito da taxa de juros sobre as vendas no varejo, que podem ser ainda decompostas em vendas setoriais. O trabalho investiga a sensibilidade destes componentes a mudanças que movem agregados econômicos maiores.

A teoria econômica combina diferentes níveis de agregação, mas sem aproximar-se do nível das vendas no varejo, como proposto neste trabalho. Na síntese de Mishkin (1996) aparecem o mercado imobiliário, que representa um nível inferior do investimento, o consumo de bens duráveis e não duráveis, que constituem um nível inferior do consumo e o valor das empresas, que também constituem um nível inferior do investimento.

A abordagem desagregada do consumo, refletido pelas vendas no varejo, algumas relações descritas nos mecanismos de transmissão da política monetária podem apresentar-se reforçadas, outras enfraquecidas a ponto de não ser possível sua evidenciação. Mas um dos objetivos da abordagem desagregada do tema é justamente investigar quais relações se propagam mais fortemente em determinados segmentos das vendas no varejo.

Os canais de transmissão de política monetária evidenciam as relações da taxa de juros básica da economia com o consumo e o crédito. Este trabalho investiga também as relações da taxa de juros ao consumidor com o crédito para o consumo e as vendas no varejo, agregadas e setoriais.

A taxa de juros ao consumidor constitui um nível derivado da taxa básica de juros, mas não necessariamente diretamente relacionado com ela. A teoria econômica mostra uma origem distinta de fatores de formação das taxas de juros básica de economia e ao consumidor. A primeira está relacionada à política monetária e a segunda está relacionada aos níveis de risco. Mas ambas mantêm um vínculo que delimita um ordenamento entre elas na captação e aplicação dos recursos. A taxa de juros ao consumidor é representada pelo nível mais extremo do *spread* bancário. Quanto menor o risco representado pelo agente, maior a proximidade entre as taxas de captação e aplicação das instituições financeiras. Os consumidores pessoas físicas pagam as maiores taxa de aplicação de recursos das instituições financeiras por representarem uma das aplicações de maior risco dessas instituições e recebem

as menores taxas de aplicação de recursos das instituições financeiras, por representarem uma das aplicações de menor risco dos consumidores.

É interessante observar que o vínculo entre as taxas de juros implica necessariamente a existência de uma relação estável entre elas ou a existência de um distanciamento regular. Este estudo também traz como resultado secundário a avaliação observada desta relação no contexto de sua influência sobre as vendas no varejo.

2.2. Causalidade de granger

O conceito de causalidade é um problema filosófico e epistemológico que foge aos objetivos deste trabalho. Para os objetivos deste trabalho o conceito de causalidade relevante é do ponto de vista da análise estatística e econométrica, que assume a causalidade como precedência temporal. Granger (1969, p. 428-429) introduziu a definição de existência de causalidade quando um processo é útil na melhoria da previsão de outro processo. Gourieroux e Monfort (1997, p. 367) sugerem que o termo mais adequado seria predictabilidade em lugar de causalidade para evitar a discussão epistemológica. Hamilton (1994, p. 303) é mais específico e define a existência de causalidade de Granger quando um processo é linearmente informativo sobre o futuro de outro processo. A causalidade de Granger foi extensivamente utilizada neste trabalho não somente no processo de construção do modelo de análise, mas também para a quantificação dos efeitos das taxas de juros sobre as vendas no varejo, utilizando o método proposto em Gourieroux e Monfort (1997, p. 371-382).

Granger (1969, p. 428-429) define a causalidade como precedência temporal em termos de redução da variância de um processo estocástico quando condicionado na informação adicional de outro processo.

Assim diz-se que $\mathbf{x}$ causa $\mathbf{y}$ se:

$$\sigma^2(\mathbf{y} | \underline{I}_{t-1}) < \sigma^2(\mathbf{y} | \underline{I}_{t-1} - \underline{\mathbf{x}}_{t-1}).$$

Também define causalidade instantânea quando o valor presente de um processo também é útil na melhoria da previsão de outro processo.

Assim diz-se que $\mathbf{x}$ causa $\mathbf{y}$ instantaneamente se:

$$\sigma^2(\mathbf{y} | \underline{I}_{t-1}, \underline{\mathbf{x}}_t) < \sigma^2(\mathbf{y} | \underline{I}_{t-1}).$$

E define como realimentação a existência de causalidade mútua entre 2 processos, *i. e.*, $\mathbf{x}$ causa $\mathbf{y}$ e $\mathbf{y}$ causa $\mathbf{x}$.

Outras definições de causalidade são apresentadas em Gouriéroux e Monfort (1997, p. 368-371), como o teorema de Pierce-Haugh e o teorema de Sims, que utilizam conceitos de covariância de resíduos e correlação parcial. São variantes da definição original de Granger, pois sempre se referem à precedência temporal. Neste trabalho foi adotada a definição seminal de Granger, que melhor atende aos objetivos propostos.

2.2.1 Testes de causalidade de Granger

A avaliação de causalidade de Granger é operacionalizada por testes de hipótese. Na prática os testes de causalidade de Granger são testes de restrições sobre coeficientes em modelos lineares.

Os testes que melhor resumem as possibilidades de teste de causalidade de Granger são os testes de Wald (W – *Wald*), do Multiplicador de Lagrange (LM – *Lagrange Multiplier*) e de Razão de Verossimilhança (LR – *Likelihood Ratio*). Mantalos e Shukur (2000, p. 1022-1024) especificam os três tipos de testes de causalidade de Granger em um estudo sobre o tamanho e o poder dos testes de causalidade de Granger em modelos VAR.

Seja o modelo VAR em forma reduzida $\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\gamma} + \sum_{i=1}^p \mathbf{C}_i \mathbf{z}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$, sendo $\mathbf{z} = \begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix}$, de forma que o

modelo possa ser decomposto em:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \boldsymbol{\alpha} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_2 \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\zeta}_t \\ \mathbf{x}_t &= \boldsymbol{\beta} + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_1 \mathbf{x}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_2 \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\xi}_t. \end{aligned}$$

Os testes de causalidade $\mathbf{x}$ não causa $\mathbf{y}$ e $\mathbf{y}$ não causa $\mathbf{x}$ são realizados mediante a aplicação e teste de hipótese das restrições $\mathbf{A}_2 = 0$ e $\mathbf{B}_1 = 0$.

Os testes de causalidade de Granger W, LR e LM e suas respectivas versões com correção para pequenas amostras WC, LRC e LMC são especificados como:

$$\begin{aligned}
W &= T(\text{tr} S_U^{-1} S_R - k) & LR &= T \ln U & LM &= T(k - \text{tr} S_R^{-1} S_U) \\
WC &= \frac{\Delta}{T} W & LRC &= \frac{\Delta}{T} LR & LMC &= \frac{\Delta}{T} LM
\end{aligned}
,$$

sendo $\Delta = T - k(kp - 1) - Gm$.

As estatísticas dos testes têm distribuição $\chi^2(q)$, sendo $q = Gm(k - m)$, a quantidade de restrições aplicadas pelo teste.

Mas os testes de causalidade de Granger apresentam duas importantes limitações: a necessidade de estacionariedade das séries temporais e a inexistência de cointegração, restrições que não podem ser adotadas como premissas. A estatística do teste conjunto dos coeficientes só tem distribuição convencional nestas condições. A estacionarização das séries pode ser facilmente obtida por diferenciação ou eliminação de tendência, mas a existência de cointegração, segundo Enders (2004, p. 357-358), limitaria os testes de causalidade aos coeficientes das variáveis não cointegradas.

Uma abordagem proposta em Dolado e Lütkepohl (1996, p. 369-386) estabelece a possibilidade de realização de testes de causalidade de Granger a partir de um VAR composto por variáveis estacionárias e não estacionárias, cointegradas ou não. Neste caso é possível a construção de um VAR em nível para aplicação dos testes de causalidade de Granger.

A proposição, também descrita em Lütkepohl (2006, p. 318-320), é a seguinte. Seja um $\text{VAR}(p + d)$ composto por variáveis de ordem até $I(d)$:

$$\mathbf{y}_t = \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Phi_{p+d} \mathbf{y}_{t-p-d}$$

As estatísticas de Wald para teste de restrições sobre os coeficientes estimados $\hat{\Phi}_i$ têm distribuição $\chi^2(n)$, se forem mantidas pelo menos d matrizes $\hat{\Phi}_i$ não restritas.

O princípio é a validade da estimação de um modelo com uma defasagem adicional. Assim um modelo $\text{VAR}(p)$ composto por variáveis integradas $I(1)$ pode ser estimado como $\text{VAR}(p + 1)$ e aplicadas restrições sobre p coeficientes para a realização de testes de causalidade de Granger. Nesta condição, mediante a imposição de restrições somente sobre p defasagens, a estatística do teste de Wald volta a ter distribuição assintótica qui-quadrado.

O modelo permanece válido, pois a defasagem $p + 1$, incluída arbitrariamente, não altera o conteúdo informacional do modelo. Supostamente não agrega informação adicional, pois o modelo de ordem p é completo. Mantalos e Shukur (2000, p. 1021-1031) estenderam o trabalho de Dolado e Lütkepohl (1996, p. 369-386) e compararam, por meio de simulação, diversos testes conjuntos de coeficientes. O trabalho concluiu que os testes de razão de verossimilhança e multiplicador de Lagrange apresentam os melhores desempenhos médios. O teste adotado neste estudo como critério de decisão foi o teste LRC, apontado no estudo como ligeiramente superior, embora sejam reportados os resultados de todos os testes ao longo das avaliações.

Os testes de causalidade de Granger no VAR em nível, assim como os testes de raiz unitária e cointegração, também apresentam problemas de perda de poder com o aumento da dimensionalidade do sistema. Lütkepohl (2006, p. 376) identifica a situação de maior perda de poder do teste de causalidade de Granger, devido à inclusão de uma defasagem adicional para a realização dos testes, a condição em que a quantidade de variáveis é grande em relação à quantidade de defasagens. Esta é a condição deste estudo, mas se o VAR em nível apresenta esse problema de perda de poder, o VEC igualmente apresenta problemas de poder e imprecisão introduzidos nos testes de raiz unitária e testes de cointegração.

Outra limitação importante dos testes de causalidade de Granger está implícita na definição do teste. O teste é sempre realizado de forma bivariada, seja da causalidade de uma variável sobre outra, seja da causalidade de um vetor de variáveis sobre outro vetor, desde que os dois vetores contenham o universo completo de variáveis em análise. Neste último caso o teste também é denominado teste de exogeneidade de bloco por Hamilton (1994, p. 309). A razão para esta limitação é a existência de causalidade indireta em um contexto multivariado. O problema não ocorre em sistemas bivariados, pois a causalidade indireta requer a interação entre pelo menos três variáveis endógenas. O método de avaliação de causalidade em sistemas multivariados, que exclui o problema de causalidade indireta, é a separação do conjunto de variáveis em dois subconjuntos, cada um formando um vetor de variáveis.

O mecanismo de causalidade indireta foi inicialmente analisado por Bagshaw (1983, p. 2-5), que propõe a extensão do conceito de causalidade de Granger para incorporar o conceito de causalidade h períodos à frente.

O mecanismo de causalidade indireta, que se manifesta múltiplos períodos à frente, decorre da existência de uma cadeia de causalidade. Sejam x , y e z , tais que z seja determinada por fatores externos e cause x , e x cause y . Neste caso, embora z não cause y , existe uma cadeia de causalidade de z para y : $z \rightarrow x \rightarrow y$ (z causa x e x causa y). A causalidade de Granger avaliada somente entre z e y é somente um período à frente. Portanto um teste de causalidade de Granger vai determinar que z não causa y , *i. e.*, z não é útil na previsão de y . Entretanto no período seguinte à frente, z contribui na previsão de y por intermédio de x , portanto é necessária sua inclusão no modelo, se o objetivo é avaliar mais de 1 período à frente.

Dufour e Renault (1998) definiram condições de causalidade para horizonte de vários períodos à frente e, posteriormente, Dufour, Pelletier e Renaut (2006) propuseram testes de causalidade para as condições de causalidade vários períodos à frente.

2.2.2 Mensuração da causalidade de Granger

A avaliação da causalidade por meio de testes de hipótese indica apenas sua existência ou inexistência. Gouriéroux e Monfort (1997, p. 371-382) propõem a medição da causalidade com o objetivo de determinar a importância relativa da causalidade de cada variável e suas defasagens e também seu tempo médio de duração.

A utilidade de uma medida de causalidade decorre da dificuldade de interpretação dos efeitos de uma variável sobre outras em modelos multivariados dinâmicos com base na análise de coeficientes. A presença de múltiplas defasagens e coeficientes de magnitudes e sinais distintos dificultam a análise direta da contribuição marginal de efeitos entre as variáveis de interesse.

A proposição considera a necessidade de algumas propriedades da medida: deve ser nula na ausência de causalidade; deve ser positiva na presença de causalidade; deve ser determinada com base em resultados de regressão. A base da proposição é a condição de que $\text{var}(\varepsilon_t | \underline{y}_{t-1}, \underline{x}_{t-1}) \leq \text{var}(\varepsilon_t | \underline{y}_{t-1})$.

A medição de causalidade é calculada conforme descrito a seguir.

Causalidade de x em y e causalidade de y em x :

$$C_{x \rightarrow y} = \ln \left(\frac{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}))}{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{x}_{t-1}))} \right), \quad C_{y \rightarrow x} = \ln \left(\frac{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{x}_t | \mathbf{x}_{t-1}))}{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{x}_t | \mathbf{x}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-1}))} \right).$$

Causalidade mútua instantânea entre x e y :

$$C_{x \leftrightarrow y} = \ln \left(\frac{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{x}_t | \mathbf{x}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-1}))}{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{x}_t | \mathbf{x}_{t-1}, \mathbf{y}_t))} \right) = \ln \left(\frac{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{x}_{t-1}))}{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{x}_t))} \right).$$

Como resultados derivados, Gouriéroux e Monfort (1997, p. 371-382) propõem medir o grau de dependência entre duas variáveis como a causalidade total de uma variável sobre a outra. A medida de dependência é a soma das causalidades recíprocas. Definem assim a medida de dependência entre dois processos:

$$C_{x,y} = \ln \left(\frac{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{x}_t | \mathbf{x}_{t-1})) \det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}))}{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t | \mathbf{x}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-1}))} \right).$$

Também demonstram que:

$$C_{x,y} = C_{x \leftrightarrow y} + C_{x \rightarrow y} + C_{y \rightarrow x}.$$

O conceito é estendido com a proposição de decomposição da causalidade no domínio do tempo. A decomposição da causalidade reflete a contribuição de cada defasagem para a causalidade total acumulada. Seja j a defasagem em análise. A decomposição define o efeito das defasagens de uma variável sobre outra, condicionada no passado de ambas:

$$C_{x \rightarrow y}^j = \ln \left(\frac{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{x}_{t-j-1}))}{\det \text{var}(\boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}_t | \mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{x}_{t-j}))} \right), \text{ com a consequência } C_{x \rightarrow y} = \sum_{i=1}^{\infty} C_{x \rightarrow y}^i.$$

A decomposição da causalidade também pode ser expressa em termos percentuais:

$$C_{x \rightarrow y}^j (\%) = \frac{C_{x \rightarrow y}^j}{C_{x,y}}.$$

Gourieroux e Monfort (1997, p. 375) também definem a defasagem média de causalidade como a média das causalidades das defasagens ponderadas pela defasagem. Sendo j a ordem da defasagem, a causalidade média em uma direção é definida como:

$$D_{x \rightarrow y} = \frac{\sum_{j=1}^{\infty} j C_{x \rightarrow y}^j}{\sum_{j=1}^{\infty} C_{x \rightarrow y}^j}.$$

A defasagem média de causalidade considerando ambas as direções é:

$$D_{x,y} = D_{x \rightarrow y} \frac{C_{x \rightarrow y}}{C_{x,y}} - D_{y \rightarrow x} \frac{C_{y \rightarrow x}}{C_{x,y}}.$$

A interpretação do significado da defasagem média de causalidade é de tempo de persistência da causalidade. Significa por quanto tempo as defasagens de uma variável são úteis na previsão de outra variável. A observação é importante porque remete ao conceito de causalidade utilizado. A simplificação linguística de tempo médio de impacto pode sugerir que uma variável dá origem aos movimentos da outra. Na realidade o tempo de impacto traduz a observação de tempo médio em que os movimentos de uma variável precedem os movimentos de outra.

2.3. Exogeneidade

O conceito de exogeneidade, ilustrado em Hendry (1995, p. 157), é de uma variável determinada fora do sistema em análise. A necessidade de delimitação precisa do conceito resultou em um conjunto de definições para contextualizar a exogeneidade. Surgiram assim os conceitos de exogeneidade fraca, exogeneidade forte e superexogeneidade. Hendry (1995, p. 156-175) define e qualifica os tipos de exogeneidade necessários em diferentes contextos de análise de informações. Um fundamento relevante na definição de exogeneidade é de que

uma variável não é exógena *per se*. Uma variável é sempre exógena em relação a um conjunto de parâmetros de interesse. Neste sentido exogeneidade significa que, em determinado contexto, é possível desconsiderar densidades marginais ou condicionamentos na estimação dos parâmetros de interesse, que descrevem o comportamento de um conjunto de variáveis endógenas.

2.3.1 Contexto de análise de exogeneidade

Seja o conjunto de variáveis $\mathbf{w}_t = [\mathbf{y}_t \ \mathbf{x}_t]$ condicionado em $\underline{\mathbf{W}}_{t-1} = (\mathbf{W}_0, w_1, \dots, w_{t-1})$.

Seja a decomposição da densidade conjunta do DGP D_W em uma densidade condicionada e uma densidade marginal $D_W(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}}_{t-1}, \boldsymbol{\theta}) = D_{Y|X}(\mathbf{y}_t | \mathbf{x}_t, \underline{\mathbf{W}}_{t-1}, \phi_1) D_X(\mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}}_{t-1}, \phi_2)$, sendo a transformação um para um $\phi = f(\boldsymbol{\theta})$ e $\phi = [\phi_1 \ \phi_2]$.

Seja C^{ϕ_2} uma classe de intervenções que controlam a densidade $D_X(\mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}}_{t-1}, \phi_2)$.

2.3.2 Exogeneidade fraca

A exogeneidade fraca determina a condição em que um modelo de variáveis endógenas, condicionado em variáveis exógenas pode ser analisado sem a avaliação do modelo marginal das variáveis exógenas, sem que isso implique perda de informação a respeito dos parâmetros de interesse do modelo condicionado.

O conceito de exogeneidade fraca é aplicável a modelos de previsão 1 período à frente.

A variável $\mathbf{x}_t$ é fracamente exógena em relação aos parâmetros ϕ_1 se a densidade marginal $D_X(\mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}}_{t-1}, \phi_2)$ pode ser considerada como determinada fora da análise da densidade condicionada $D_{Y|X}(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}}_{t-1}, \phi_1)$.

Em outros termos, seja $\boldsymbol{\psi}$ um subconjunto dos parâmetros $\boldsymbol{\theta}$, então $\mathbf{x}_t$ é fracamente exógena em relação aos parâmetros ϕ_1 se: $\boldsymbol{\psi} = f(\phi_1)$ somente, e ϕ_1 e ϕ_2 são parâmetros de variação

livre. Variação livre significa que cada conjunto de parâmetros pode assumir quaisquer valores sem que isso implique restrições nos valores assumidos pelo outro conjunto de parâmetros.

2.3.3 Exogeneidade forte

O conceito de exogeneidade fraca considera a possibilidade de influência das variáveis exógenas na determinação dos parâmetros da densidade das variáveis endógenas, mas desconsidera a possibilidade de influência das variáveis endógenas nas variáveis exógenas. Em consequência disto o conceito de exogeneidade fraca é insuficiente no tratamento de modelos de previsão múltiplos períodos à frente. Neste caso é necessário recorrer ao conceito de exogeneidade forte.

A variável x_t é fortemente exógena em relação aos parâmetros ϕ_1 se for fracamente exógena em relação aos parâmetros ϕ_1 e $D_X(\mathbf{x}_t | \mathbf{W}_{t-1}, \phi_2) = D_X(\mathbf{x}_t | \mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{W}_0, \phi_2)$. Esta condição implica não causalidade de Granger das variáveis endógenas $\mathbf{Y}$ sobre as variáveis exógenas $\mathbf{X}$.

2.3.4 Superexogeneidade

Os conceitos de exogeneidade fraca e forte têm como base a propriedade de variação livre dos conjuntos de parâmetros. Entretanto não consideram a possibilidade de que mudanças nos parâmetros da densidade das variáveis exógenas impliquem mudanças nos parâmetros da densidade condicionada das variáveis endógenas. Esta característica é relevante na análise de intervenções, *i. e.*, aplicação de políticas. Um modelo não pode ser utilizado para aplicação de intervenções se a implementação da intervenção muda o modelo.

A variável x_t é superexógena em relação aos parâmetros ϕ_1 se for fracamente exógena em relação aos parâmetros ϕ_1 e ϕ_1 for invariante a C^{ϕ_2} .

2.4. Exogeneidade e causalidade

O conceito de exogeneidade difere, mas está estreitamente relacionado ao conceito de causalidade. A distinção entre não causalidade e exogeneidade é necessária por sua implicação na avaliação estatística dos fenômenos. Hendry (1995, p.156-157) aponta uma diferença fundamental entre os conceitos de exogeneidade e causalidade. A causalidade é um conceito relacionado à marginalização da densidade conjunta das variáveis que representam o fenômeno, *i. e.*, das variáveis do modelo, em relação às demais variáveis. A exogeneidade está relacionada ao condicionamento do subconjunto das variáveis de interesse no subconjunto das demais variáveis do modelo.

Conforme Hendry (1995, p.162,171), a exogeneidade sustenta o condicionamento, enquanto a não causalidade de Granger sustenta a marginalização. Seja o DGP $D_W(y_t, x_t | \underline{W}_{t-1}, \theta) = D_{Y|X}(y_t, x_t | \underline{W}_{t-1}, \phi_1) D_X(x_t | \underline{W}_{t-1}, \phi_2)$. Se X é exógena em relação aos parâmetros ϕ_1 , então é possível analisar a densidade condicionada sem avaliar a densidade marginal. Se Y não causa X , então é possível analisar a densidade marginal $D_X(x_t | \underline{W}_{t-1}, \phi_2)$ sem avaliar a densidade condicionada.

2.5. Modelagem econométrica multivariada de relações lineares

A modelagem econométrica, segundo Hendry (1995, p 3-30), é um processo circular e iterativo de busca do melhor DGP capaz de representar o verdadeiro DGP que deu origem aos dados. O processo de modelagem é conduzido por uma combinação de metodologias construtivas e destrutivas. A metodologia construtiva requer que a solução seja encontrada antecipadamente, ou seja, um modelo deve ser proposto de alguma forma. Nesta etapa a teoria econômica ou a análise de evidências e regularidades empíricas constituem a base da proposição. A metodologia destrutiva submete a proposição a uma avaliação crítica para verificar se é refutável. A natureza dos testes de hipótese indica que o máximo que se pode afirmar sobre uma proposição é que não pode ser rejeitada estatisticamente. Inúmeras proposições podem levar a modelos não rejeitados, por isso nunca se chega ao verdadeiro DGP, nem se pode afirmar que determinado modelo é correto, apenas que é incorreto.

Em qualquer fenômeno existe um conteúdo previsível e um conteúdo aleatório, cujos tamanhos relativos variam de acordo com o fenômeno. Os fenômenos situam-se sempre entre um passeio aleatório e uma função determinística, mais próximos de um ou de outro.

A análise econométrica realizada neste trabalho está fundamentada especialmente na proposição de Hendry (1995, p. 361-362), de uma abordagem identificada como do geral para o específico. Um modelo é sempre uma representação do verdadeiro DGP de um fenômeno. Um modelo econométrico destinado a representar um fenômeno deve ser congruente para que não seja rejeitado. Hendry (1995, p. 365) define como modelo congruente aquele que satisfaz às seguintes condições: erros com distribuição normal, homoscedásticos e não correlacionados serialmente; variáveis de condicionamento fracamente exógenas; parâmetros de interesse invariantes; estruturas identificáveis consistentes com a teoria; formulações admissíveis para os dados. A importância de se buscar um modelo congruente se manifesta principalmente em duas situações: na especificação e na análise dos resultados. Manifesta-se na especificação, porque um grande conjunto de métodos utiliza testes que têm por premissa a normalidade, homoscedasticidade e não autocorrelação dos resíduos. A incongruência do modelo torna questionável a validade dos testes, assim como as decisões decorrentes e os resultados da estimação. Manifesta-se na avaliação dos resultados, porque a generalização depende da invariância dos parâmetros e da consistência lógica dos resultados, quando contrapostos à teoria e ao conhecimento acumulado.

Em uma visão extrema da metodologia proposta por Hendry (1995, p. 344-368), os fenômenos são compostos pela distribuição conjunta de uma infinidade de variáveis que interagem e definem seu comportamento. O processo de modelagem consiste na aplicação sucessiva de reduções ao modelo geral, de tal forma que o modelo mantenha a congruência, *i. e.*, não haja perda significativa de informação.

A abordagem de modelagem econométrica proposta por Hendry (1995, p. 344-368) é iniciada por um processo de marginalização, em que um conjunto de variáveis selecionadas é suficientemente completo para representar um fenômeno. Portanto o primeiro passo da modelagem de qualquer fenômeno que seleciona um conjunto limitado de variáveis é uma aproximação que consiste em um processo de marginalização. A aproximação é a decomposição da densidade conjunta de um universo infinito de variáveis. A densidade

conjunta é decomposta no produto entre uma densidade condicionada das variáveis que não serão incluídas na especificação do modelo e uma distribuição marginal das variáveis que serão incluídas no modelo. Em seguida a densidade condicionada é ignorada e a densidade marginal conjunta das variáveis incluídas no modelo é avaliada. Este procedimento de fatoração pressupõe que as variáveis da densidade condicionada não contenham informação sobre as variáveis da densidade marginal, *i. e.*, as variáveis selecionadas não são causadas pelas variáveis ignoradas.

Seja o universo de variáveis $U = [\mathbf{w} \ \mathbf{v}]$, então

$$D_U(\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t | \underline{U}_{t-1}) = D_{V|W}(\mathbf{w}_t, \mathbf{v}_t | \underline{U}_{t-1}) D_W(\mathbf{w}_t | \underline{U}_{t-1}).$$

A marginalização, que é a aplicação de reduções ao modelo sem perda de informação, implica

$$D_W(\mathbf{w}_t | \underline{U}_{t-1}) = D_W(\mathbf{w}_t | \underline{W}_{t-1}).$$

A seleção do conjunto limitado de variáveis na especificação do DGP do fenômeno é uma aproximação. Esta aproximação introduz um erro de especificação supostamente irrelevante na estimação dos parâmetros da distribuição marginal. Se não for irrelevante o modelo fica sujeito ao viés de variável omitida e os parâmetros tornam-se variantes no tempo como mostra Hendry (1995, p. 352-353). Neste caso o fenômeno pode ser analisado estatisticamente a partir de uma densidade conjunta de variáveis, de forma independente das densidades das demais infinitas variáveis que supostamente não interferem no fenômeno. Essa marginalização implica a não causalidade de Granger das variáveis não selecionadas em relação às variáveis selecionadas. Isso significa afirmar que as variáveis $\mathbf{v}$ não causam as variáveis $\mathbf{w}$.

O segundo passo da modelagem é outra aproximação que consiste em um processo de condicionamento. A densidade conjunta das variáveis selecionadas é decomposta no produto entre uma distribuição conjunta das variáveis endógenas, condicionada nas variáveis exógenas, e uma densidade marginal das variáveis exógenas. A distribuição condicionada pode ser estimada de forma independente da distribuição marginal. Este condicionamento implica a exogeneidade fraca das variáveis da distribuição marginal em relação aos parâmetros da distribuição condicionada.

A consideração somente da densidade condicionada na especificação do DGP do fenômeno introduz um novo erro de especificação supostamente irrelevante para a estimação dos parâmetros do modelo. A distribuição conjunta das variáveis endógenas, condicionada nas variáveis exógenas, constitui o modelo a ser estimado para o DGP do fenômeno.

Seja o conjunto de variáveis que descrevem o fenômeno: $\mathbf{W} = [\mathbf{y} \ \mathbf{x}]$, então

$$D_w(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}_{t-1}}) = D_{Y|X}(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}_{t-1}}, \phi_1) D_X(x_t | \mathbf{W}_{t-1}, \phi_2).$$

O condicionamento das variáveis endógenas nas variáveis fracamente exógenas implica

$D_w(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}_{t-1}}) = D_{Y|X}(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t | \underline{\mathbf{W}_{t-1}}, \phi_1)$. Isso significa que é possível estimar $D_{Y|X}$ sem estimar D_X .

Um dos aspectos críticos dos modelos multivariados é a dimensionalidade. Além da introdução de imprecisões nos processos de marginalização e condicionamento, a modelagem econométrica introduz outro conjunto de imprecisões na estimação dos parâmetros. Esta imprecisão cresce com o quadrado da quantidade de variáveis endógenas. Lembrando ainda que a estimação é realizada sempre sobre amostras de tamanho bastante limitado, seja pela inexistência de informações cobrindo longos períodos de tempo, seja pela necessidade de limitação da janela de estimação para incluir somente períodos relevantes, em que não ocorreram quebras estruturais.

Sendo a dimensionalidade uma das limitações mais importantes dos modelos multivariados, modelos VAR/VEC estruturais ou reduzidos precisam ser o mais parcimoniosos possível. A questão que surge é o erro de especificação decorrente da quantidade de informação dispensada das variáveis desconsideradas no processo de redução dos modelos por meio de marginalização e condicionamento. Entre as alternativas para contornar o problema de dimensionalidade foram desenvolvidos os modelos de fatores não observáveis e modelos Bayesianos, métodos não necessariamente excludentes. Estes modelos proliferaram na literatura utilizando as versões tradicionais do VAR/VEC como referência para comparação de desempenho de previsão. Korobilis (2008) propõe o uso de um algoritmo para seleção de variáveis na construção de modelos VAR, combinando modelos de fatores e a abordagem Bayesiana. Das, Gupta e Tipoy (2010) comparam o desempenho de modelos VAR/VEC tradicionais e Bayesianos na previsão de vendas de residências nas regiões dos Estados

Unidos. Uma das observações do trabalho é que os modelos Bayesianos são sensíveis à escolha da medida de avaliação dos erros de previsão. Outra é que o VEC, por incluir as relações de cointegração, que contemplam o efeito a longo prazo, são melhores para previsão de pontos de inversão. Joseph (2001) compara modelos VAR em nível, VAR em diferenças e VEC, em versões tradicional e Bayesiana. Conclui que o BVAR e o VAR em nível apresentam desempenho superior com vantagens para o BVAR. Artis, Banerjee e Marcellino (2005) constroem um modelo de fatores para previsão de variáveis macroeconômicas no Reino Unido e comparam seu desempenho com modelos AR univariados. Bernanke e Boivin (2003, p. 525-543) utiliza um modelo univariado de fatores, VAR com fatores, VAR tradicional e modelos AR univariados em um estudo de política monetária nos Estados Unidos.

Os estudos mostram que da mesma forma que não há comprovação de dominância entre modelos univariados e multivariados, também não há comprovação de dominância entre as diversas abordagens de construção do VAR/VEC. Com relação aos modelos VAR/VEC tradicionais não há conclusão definitiva sequer quanto à maior adequação de modelos VAR em nível, VAR em diferenças, ignorando efeitos de cointegração, e VEC. Apesar do erro de especificação do VAR em diferenças na presença de cointegração, não há consenso na literatura quanto à melhoria de desempenho pela utilização de um VEC.

Hamilton (1994, p. 651-653) destaca essa falta de consenso e aponta prós e contras em cada opção, concluindo que o melhor procedimento é reunir características de todas as opções.

A opção pela construção de um VAR em nível resulta em estimação consistente dos parâmetros e Ahn e Reinsel (1990) mostram que um VAR em nível é equivalente a um VEC sem restrições sobre os vetores de cointegração. Mesmo que o DGP correto seja um VAR em diferenças, é possível a realização de testes de hipótese no VAR em nível com distribuições convencionais, ainda que ao custo de perda de poder dos testes.

A opção pela construção de um VAR em diferenças com séries estacionárias, que elimina todos os problemas de distribuições não padrão dos parâmetros para testes de hipótese, sofre do problema de especificação incorreta na presença de cointegração. A opção pela construção de um VEC, embora seja teoricamente mais completo, apresenta mais fontes potenciais de erro de implementação. A primeira fonte de erros potenciais é a etapa de identificação do

grau de integração das séries por meio de testes de raiz unitária de baixo poder. A segunda fonte de erros potenciais é a etapa de identificação e normalização de vetores de cointegração, também por meio de testes de baixo poder e procedimentos de normalização algo arbitrários. Estas etapas podem resultar em testes contraditórios sem uma definição clara das opções de modelagem mais adequadas. Hamilton (1994, p. 569-590,630) e Lütkepohl e Krätzig (2004, p. 98-99) comentam a arbitrariedade e os riscos da normalização dos vetores de cointegração no método de Johansen. Um dos riscos é normalizar uma variável que não faz parte do vetor de cointegração, outro é que a normalização implica inexistência de cointegração entre as variáveis normalizadas. As decisões requerem o uso de critérios fundamentados em teoria econômica, mas nem sempre está disponível um critério incontroverso.

Alguns trabalhos tentam avaliar a conveniência de cada abordagem. Caporale e Pittis (1997) avaliam o impacto da omissão de variáveis em um VAR utilizado como modelo de previsão. A conclusão é que o impacto é menor se as covariâncias contemporâneas e temporais entre as variáveis omitidas e a variável objeto da previsão forem relativamente pequenas. Se por um lado os modelos de maior dimensionalidade perdem precisão de estimação e reduzem o poder dos testes, por outro lado os modelos de menor dimensionalidade estão sujeitos a maiores erros decorrentes de reduções excessivas na especificação, dentro da lógica de modelagem de Hendry (1995, p. 350-352). Engsted, Haldrup e Siliverstovs (2004) discutem o desempenho de modelos de previsão que contemplam e não contemplam as relações de cointegração em sistemas multicointegrados. Também avaliam o efeito do uso de diferentes funções perda como critério de desempenho, comparando VEC com modelos univariados. Mas o trabalho discute o problema sob o aspecto teórico, dada a especificação correta do modelo. Paralelamente à discussão teórica sobre o impacto da omissão das relações de cointegração, existe o problema empírico da correta identificação das relações de cointegração, apontado por Hamilton (1994, p. 651-653). Ho e Sorensen (1996), avaliam o poder dos testes de cointegração e concluem que os testes superestimam a quantidade de vetores de cointegração em sistemas de alta dimensionalidade, principalmente quando há especificação incorreta de defasagens.

A opção deste trabalho para investigação das relações entre as séries econômicas que influenciam as vendas no varejo foi a construção de modelos VAR tradicionais, mais adequados aos objetivos do trabalho. Apesar das diversas variantes que surgiram, os modelos VAR em sua versão tradicional mantêm uma importância central no contexto dos modelos

multivariados. Chen e Zhang (2011), por exemplo, constroem modelos VAR/VEC não estruturais para avaliar o impacto da taxa de juros no mercado imobiliário da China.

Modelos de fatores, embora tenham um apelo maior do ponto de vista de previsão, são mais difíceis de interpretar quando há interesse na análise individualizada das variáveis relevantes.

A abordagem Bayesiana é uma alternativa recomendada quando a dimensionalidade do sistema é alta, mas não é livre de influências externas aos dados na construção do modelo, pois depende de especificação prévia de distribuições dos parâmetros.

Por razão análoga, a opção deste trabalho foi por modelos não estruturais, *i. e.*, na forma reduzida. Na topologia de sistema linear em forma reduzida cada variável é especificada somente em termos de defasagens das demais variáveis, eliminando relações contemporâneas. Lütkepohl e Krätzig (2004 p. 159-161) definem um modelo em forma reduzida como um modelo estatístico, em oposição ao modelo em forma estrutural, que tem por princípio a representação de relações definidas em teorias econômicas. Hendry (1995, p. 317) interpreta o modelo estrutural como uma proposição de modelagem das equações de decisão dos agentes. A representação diretamente na forma reduzida satisfaz os objetivos deste trabalho, que não incluem a avaliação de teorias econômicas, mas consistem na construção de um modelo de previsão e na avaliação das relações e da influência de variáveis econômicas nas vendas no varejo. No caso de modelos de previsão, também é mais adequado um modelo que não necessite de valores contemporâneos de outras variáveis, ainda desconhecidos no momento da previsão. A abordagem estatística da forma reduzida evita a imposição de restrições fracamente fundamentadas para identificação do modelo. Sims (1980) discute a imposição de restrições apoiadas em teoria econômica muitas vezes questionáveis e propõe a extração da maior quantidade de informações dos dados.

Modelos de fatores também são exemplos de preferência pela extração de informações dos dados. Bernanke e Boivin (2003, p. 527) qualificam os modelos de fatores como agnósticos em relação à estrutura econômica. A referência realça o aspecto de não utilização de um conhecimento *a priori* de relações entre as variáveis econômicas derivados da teoria. De forma análoga, a abordagem de VAR tradicional, em contraposição ao VAR Bayesiano, também é mais agnóstica sobre a estrutura econômica, em linha com o conceito de Bernanke e Boivin (2003, p. 527).

Os testes de causalidade de Granger também podem ser utilizados como critério de seleção de variáveis para aplicar reduções ao modelo. Os testes possibilitam a geração de equações mais parcimoniosas, reduzindo a dimensionalidade do espaço de parâmetros e melhorando a precisão da estimação, conforme observado em Lütkepohl e Krätzig (2004, p. 110).

2.6. Previsão

A previsão é um dos grandes desafios do ser humano, que empreende uma busca contínua de redução de incertezas futuras. É um exercício constante em todas as atividades humanas e intrínseca a todo processo de planejamento. Como já abordado anteriormente, um fenômeno quantificável apresenta um conteúdo previsível e um conteúdo aleatório, cujos tamanhos relativos variam de acordo com o fenômeno, sempre entre determinísticos e passeios aleatórios, mais próximos de um ou de outro.

O objetivo da previsão nem sempre é identificar o valor ou estado futuro de uma variável ou processo estocástico. Muitas vezes o objetivo final é fornecer subsídios para decisões em condições de incerteza. Na definição de Knight (1921, III.VIII.2), a incerteza é uma situação não quantificável, enquanto risco é a quantificação da incerteza. Entende-se por incerteza uma situação em que não se conhecem os possíveis estados futuros ou se conhecem os possíveis estados futuros, mas não se conhecem as probabilidades de ocorrência dos possíveis estados. Entende-se por risco uma situação em que se conhece os possíveis estados futuros e sua probabilidade de ocorrência. Um dos objetos da previsão é a quantificação da incerteza. A previsão busca transformar uma condição de incerteza em uma condição de risco. Um dos principais objetivos da previsão é fornecer informações para que sejam tomadas as melhores decisões fundamentadas no conhecimento (ou falta de conhecimento) que se tem a respeito de um fenômeno. O exercício da previsão é onipresente na economia e na administração.

No conceito de Diebold (2007, p.3-4), a previsão está vinculada a modelos estatísticos que fornecem o que se espera no presente, condicionado ao que se observou no passado, do que se infere o que se pode esperar no futuro. Mas modelos de previsão de fenômenos econômicos são aproximações, representações imperfeitas do DGP do fenômeno, logo, sempre

incorretamente especificados. Apresentam limitações decorrentes da necessidade de determinação de parâmetros invariantes no tempo, o que é intrinsecamente incorreto, pois o ambiente econômico evolui constantemente. Os parâmetros estimados são imprecisos, seja devido às limitações de tamanho de amostra, seja devido ao critério de otimização escolhido não refletir a função perda mais adequada. Diante da premissa de que os fenômenos econômicos têm natureza estocástica, portanto com um maior ou menor grau de previsibilidade, e diante das limitações metodológicas de tratamento destes fenômenos, uma característica inerente a toda previsão é estar errada. O que se pode esperar de previsões é a tomada da melhor decisão possível no quadro de incerteza que se apresenta. Na ciência da administração a previsão é, neste sentido, uma abstração que transforma um contexto de incerteza em um contexto de risco para apoiar a tomada de decisão.

2.6.1 Métodos de previsão

Um panorama geral sobre previsão é dado em Clements e Hendry (1998, p.1-51). Clements e Hendry (1998, p. 1-3) comentam a importância da análise dos métodos de previsão. As análises não podem ter por premissa que o fenômeno consiste em um DGP constante e invariante no tempo e que o modelo coincide com o DGP do fenômeno. Assumir um DGP constante e invariante no tempo equivale a assumir que a economia não evolui e não está sujeita a quebras estruturais e mudanças de regime. O fato de que o modelo não coincide com o DGP do fenômeno requer avaliações distintas dos modelos econométricos dependendo da aplicação, que pode ser previsão, ajuste a dados ou análise de políticas.

Os métodos de previsão são classificados por Clements e Hendry (1998, p. 12-17) em:

- a) percepção;
- b) extrapolação;
- c) indicadores antecedentes;
- d) pesquisa de opinião;
- e) modelos de séries temporais;
- f) modelos econométricos.

A diferenciação entre modelos de séries temporais e modelos econométricos é sutil, mas no conceito apresentado reside na incorporação de teoria econômica pelos modelos econométricos. Mas independente do método de previsão utilizado, é necessária a existência

de algumas premissas para o sucesso da previsão: regularidades a serem capturadas, regularidades informativas sobre o futuro, encapsulamento das regularidades pelo método e exclusão das não regularidades.

Em se tratando de métodos de previsão que consideram os DGPs como de natureza estocástica, Clements e Hendry (1998, p. 10-12) apresentam os atributos que definem a escolha do método de previsão.

Natureza do DGP:

- e) Estacionário.
- f) Cointegrado estacionário.
- g) Evolucionário não estacionário.

Nível de conhecimento:

- a) DGP conhecido e parâmetros conhecidos.
- b) DGP conhecido e parâmetros desconhecidos.
- c) DGP desconhecido e parâmetros desconhecidos.

Dimensionalidade do sistema:

- a) Processo escalar.
- b) Processo vetorial fechado.
- c) Processo vetorial aberto.

Forma de análise:

- a) Análise assintótica.
- b) Resultados de amostra finita.

Horizonte de previsão:

- a) Um período à frente.
- b) Múltiplos períodos à frente.

Linearidade do sistema:

- a) Linear.
- b) Não linear.

O quadro mais simples e geralmente menos realista é a combinação (a,a,a,a,a,a). O quadro mais complexo e geralmente mais realista é a combinação (c,c,c,b,b,b).

2.6.2 Modelos de previsão

A construção de modelos de previsão requer uma delimitação de contexto. A base da previsão, dentro do contexto especificado por Clements e Hendry (1998, p. 33-51), é que os fenômenos constituem processos estocásticos $\{\mathbf{x}_t\}$, n-dimensionais em tempo discreto, sendo $\mathbf{x}_t' = (x_{1t}, \dots, x_{nt})$, para $t = 1, \dots, T + h$ e $\mathbf{X}_0 = (\dots, x_{t-r}, \dots, x_{t-1}, x_0)$, $\mathbf{X}_{t-1} = (x_1, \dots, x_{t-1})$. A densidade de probabilidade de $\mathbf{x}_t$ em t é dada pela história do processo, $D_{x_t}(\mathbf{x}_t | \mathbf{X}_0, \mathbf{X}_{t-1}, \boldsymbol{\theta})$, sendo $\boldsymbol{\theta}$ um vetor de parâmetros, $\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta} \subseteq R^k$. O período T é tido como ocorrido e o período de previsão é $T + 1, \dots, T + h$.

A previsão é calculada com base nos dois primeiros momentos da densidade D_{x_t} , quando existem. A previsão é a estimação da esperança condicionada $\hat{\mathbf{y}}_{T+h} = E[y_{T+h} | y_T]$, onde $\hat{\mathbf{y}}_{T+h}$ é o previsor não viesado de menor variância, obtido pela minimização do erro médio quadrático de previsão $MSFE = E[(\hat{\mathbf{y}}_{T+h} - \mathbf{y}_{T+h})^2 | \mathbf{Y}_t]$. A previsão também pode ter como objeto o segundo momento, a variância condicionada, ao invés da esperança condicionada.

Os principais conceitos sobre os quais a previsão se apoia são:

- a) predição;
- b) informação;
- c) previsão.

Predição é a propriedade estatística de dependência da densidade de um processo estocástico, que representa o DGP de um fenômeno, em relação a um conjunto informacional. Um fenômeno não é passível de predição se a esperança de um conjunto de variáveis, condicionada a um conjunto informacional, é igual à densidade da esperança não

condicionada, *i. e.*, $D_{u_t}(\mathbf{u}_t | \mathbf{I}_{t-1}) = D_{u_t}(\mathbf{u}_t)$. O fenômeno é passível de predição se o conjunto de informações reduz a incerteza em relação ao estado de $\mathbf{u}_t$.

Informação é a propriedade do conjunto informacional $\mathbf{I}_{t-1}$ de melhorar a concentração da densidade de um processo estocástico, *i. e.*, capaz de reduzir a variância da densidade do processo estocástico que representa o DGP de um fenômeno.

Previsão é a capacidade de um procedimento de gerar afirmações sobre eventos futuros.

Os três conceitos estão relacionados entre si. Predição é uma condição necessária, mas não suficiente para previsão. A primeira requer a existência de dependência da densidade do processo estocástico em relação ao conjunto informacional. A última requer o conhecimento da densidade e do conjunto informacional com maior capacidade de informação.

Modelos de previsão lineares podem ser univariados ou multivariados. Os modelos univariados de maior destaque nas pesquisas acadêmicas, utilizados como referência neste trabalho, são os modelos ARIMA descritos em Box e Jenkins (1970). Modelos mais simples são métodos de suavização por médias móveis, com e sem ponderação, como descritos em Hyndman, Makridakis e Wheelwright (1998).

Modelos multivariados podem assumir uma infinidade de formas. Entre as mais comuns estão os modelos VAR e VEC em diferenças e os modelos VAR em nível. Um dos aspectos construtivos dos modelos lineares multivariados é a definição da quantidade de defasagens. Uma das formas de definição é a utilização de critérios de informação, em especial os critérios AIC, SC, HQ e FPE. Os critérios de informação em geral apresentam resultados divergentes.

Lütkepohl (2006, p. 146-157, 326-327) mostra que os critérios AIC e FPE não são estimadores consistentes da quantidade de defasagens dos modelos, enquanto os critérios HQ e SC são estimadores consistentes. Também faz uma análise comparativa de desempenho na minimização da variância do erro de previsão entre os critérios de informação para a determinação da quantidade de defasagens do modelo. Mesmo sem uma afirmação definitiva, mostra indícios que os critérios HQ e SC tendem a subestimar a quantidade de defasagens,

mas tendem a produzir melhores resultados de previsão. A perda de informação decorrente de modelos mais parcimoniosos pode ser favorável, pois o modelo de previsão precisa capturar a essência do comportamento das variáveis, comum à maior parte das situações.

Não há comprovação da dominância entre modelos univariados e multivariados em termos de desempenho de previsão. Mas os modelos univariados, devido à sua simplicidade, à quantidade relativamente pequena de parâmetros a estimar e ao bom desempenho, tornaram-se referência a ser superada na construção de modelos de previsão. Mas a motivação para a construção de modelos multivariados não se resume ao desempenho de previsão. Estende-se à possibilidade de entendimento da dinâmica entre as variáveis, que fornece indicações de expectativas sobre o comportamento de uma variável em decorrência de mudanças observadas em outras variáveis.

2.6.3 Desempenho de modelos de previsão

Uma vez identificado o fenômeno a ser submetido à previsão e os objetivos da previsão, avaliado o melhor método de aproximação do DGP do fenômeno e construído o modelo, a etapa final do desenvolvimento de um processo de previsão é a definição de um critério de desempenho e a avaliação do desempenho do modelo.

O MSFE é geralmente utilizado como critério de desempenho de previsão por minimizar a variância da estimação da esperança condicionada. Entretanto não é necessariamente o critério mais desejável. Determinadas situações demandam o uso de funções perda como critério ótimo de previsão, especialmente quando é necessário considerar custos assimétricos de erros de previsão.

O horizonte de previsão também é um fator relevante na determinação do método de modelagem. A previsão múltiplos períodos à frente de variáveis integradas resulta em intervalos de confiança crescentes. A variância do erro de previsão cresce com o horizonte de previsão. Em contrapartida o erro de previsão de variáveis estacionárias tem variância constante.

CAPÍTULO 3 – PREVISÃO DE VENDAS

Este ensaio investiga a possibilidade de uso de indicadores econômicos na construção de um modelo de previsão de vendas no varejo na economia brasileira. É um estudo exploratório das relações entre um conjunto de variáveis. O objetivo é identificar um conjunto de fatores representativos da conjuntura econômica e estudar relações de causalidade entre os fatores e as vendas no varejo. Portanto o problema central de investigação é a viabilidade de utilização de indicadores econômicos na previsão de vendas no varejo no Brasil. Os objetivos são: identificar séries econômicas relevantes para o entendimento do comportamento do consumo no Brasil, refletido nas vendas no varejo; identificar relações entre as séries; construir modelos de previsão univariados ARIMA; construir um modelo VAR de previsão de vendas no varejo; construir um sistema de equações como modelo de previsão a partir da aplicação de restrições sobre o modelo VAR; comparar os desempenhos dos modelos entre si.

O ensaio utilizou como inspiração o trabalho apresentado em Ellis (2005), que assume a premissa de existência de ciclos econômicos e propõe um sistema de indicadores antecedentes, coincidentes e sucedentes para previsão de consumo, vendas no varejo e mercado de capitais nos Estados Unidos. Ellis (2005), entretanto, realiza uma avaliação qualitativa de séries temporais por meio de análise gráfica. Este ensaio adapta os conceitos sugeridos e formaliza as hipótese das relações entre as variáveis sugeridas em um modelo econométrico. A formalização possibilita a validação estatística da viabilidade de uso dos indicadores propostos, como determinantes do comportamento das vendas de varejo no Brasil.

Um modelo de previsão também é útil para avaliar a relação entre as variáveis e sua relevância na determinação das vendas no varejo, pois todo modelo de causalidade implica previsão de alguma forma. Os modelos de previsão de vendas são tratados na literatura em duas vertentes: uma voltada à previsão de vendas de uma organização específica e outra que avalia vendas agregadas. A previsão de vendas de uma organização específica utiliza como fatores principalmente aspectos internos da organização. Um estudo nesta linha é de Lundholm, McVay e Randall (2010), que propõem um modelo de previsão de vendas para redes de varejo a partir de informações de vendas de lojas. A previsão de vendas agregadas utiliza essencialmente variáveis do sistema econômico. Um estudo nesta linha é Das, Gupta e

Tipoy (2010), que aborda previsão de vendas de residências nas quatro grandes regiões dos Estados Unidos. O trabalho utiliza como variáveis: preços, taxa de juros de financiamento, renda disponível, taxa de desemprego e autorizações de construção. Este ensaio filia-se a esta segunda abordagem.

Quanto ao método utilizado, a preferência pela construção de modelos univariados ou multivariados em previsão é um tema sem conclusão definitiva na literatura. O sucesso dos modelos univariados introduzidos por Box, Jenkins e Reinsel (1970) tornaram-se referência a ser superada, como pode ser observado na literatura. Chigira e Yamamoto (2009, p. 532) realizam um estudo de simulação e comparam modelos ARIMA univariados com um VEC, construído a partir da inclusão de vetores de cointegração em equações estimadas em separado como modelos univariados. O trabalho argumenta que a inclusão das restrições de cointegração no modelo não melhora as previsões de curto prazo, somente as de longo prazo. Marrero (2007) compara o desempenho de previsão de modelos ARIMA tradicionais com modelos ARIMA compostos por fatores e modelos BVAR de pequena e alta dimensionalidade. O trabalho conclui que modelos BVAR de alta dimensionalidade são mais adequados para previsão de variáveis macroeconômicas. Clark (2000) compara o desempenho de previsão de modelos VAR/VEC com modelos AR univariados, utilizando como fator o agregado composto pela soma das variáveis. Gulati, Lin, McCrae e Pavlik (2002) comparam modelos ARIMA e VEC na previsão de taxas de câmbio e discute razões pelas quais os modelos VEC não dominam os modelos ARIMA.

Ellis (2005, p. 205) apresenta como variáveis inter-relacionadas em um sistema de indicadores antecedentes, coincidentes e sucedentes: consumo, renda, inflação, crédito, mercado de capitais, investimento, produção industrial e de serviços, lucros das empresas, investimento e emprego. A proposição está apresentada na figura 3.1.

O argumento de Ellis (2005, p. 16) acerca da validade do uso de indicadores macroeconômicos é a alta representatividade do consumo das famílias no PIB dos Estados Unidos, em torno de 70%, fato que também pode ser observado no Brasil, em menor grau, correspondendo a aproximadamente 62% do PIB de acordo com dados do IBGE (2013). O objetivo de Ellis (2005, p. 205), entretanto, não é prever o nível das vendas no varejo, mas estabelecer um sistema de indicadores antecedentes com o objetivo de detectar pontos de inversão do ciclo econômico. Hendry (1995, p. 322-323) interpreta um modelo econométrico

como um sistema de indicadores antecedentes que incorpora teoria econômica e informação empírica. Portanto se existe um conjunto de variáveis inter-relacionadas que constituem um sistema de indicadores antecedentes, estas variáveis podem constituir um modelo econométrico de previsão.

Figura 3.1 – Proposição de sistema de indicadores antecedentes, coincidentes e sucedentes.

Fonte: Ellis(2005, p. 205)

3.1. Especificação de variáveis e seleção de séries temporais

A primeira questão de modelagem a ser resolvida é a definição das séries. A proposição da figura 3.1 identifica variáveis disponíveis em séries temporais nos Estados Unidos. Tomando essas variáveis como conceitos, foram selecionadas séries temporais da economia brasileira que os representem. As séries selecionada para este ensaio estão descritas na tabela 3.2 e apresentadas em detalhe no apêndice A, item A.1, juntamente com os gráficos, as fontes de informação e os tratamentos aplicados às séries no item A.2.

Tabela 3.2 – Descrição das Séries Temporais

SÉRIE PROPOSTA	DESCRIÇÃO
crédito	cpffd: variação no nível do estoque de crédito com recursos livres para pessoa física; representa a renda adicional do consumidor proporcionada pelo crédito.
emprego	emp: taxa de desemprego; representa o nível de ociosidade no mercado de trabalho.
investimento	fbk: consumo aparente de máquinas; representa a formação bruta de capital fixo ou volume de investimento na produção.
renda	fpi: folha de pagamento da indústria; representa a renda por meio da massa salarial disponível para os consumidores.
mercado de capitais	ibv: índice da bolsa de valores; representa o valor das empresas no mercado de capitais.
vendas no varejo	ivv: índice de vendas no varejo; representa o consumo do setor de interesse.
produção	pid: índice de produção industrial; representa o nível de atividade econômica.
taxa de juros ao consumidor	txc: taxa média de juros nas operações de crédito com recursos livres para pessoa física; representa a taxa de juros do consumidor.

Embora a proposição de Ellis (2005), apresentada na figura 3.1 utilize dados trimestrais ao longo de décadas, este estudo utiliza dados mensais no período de janeiro de 2000 a outubro de 2012. A razão para a escolha do período é a inexistência de dados sobre a economia brasileira que viabilizem a análise das séries propostas em um horizonte de tempo mais longo. Esta mesma razão conduziu à utilização de dados mensais, pois uma amostra de dados trimestrais no período seria insuficiente para a abordagem do trabalho. A variável lucro das empresas, que consta na figura 3.1, foi eliminada, pois existe disponível somente em periodicidade trimestral. Também não foram incluídas no sistema a variável inflação, utilizada somente para conversão de valores nominais em valores reais, e a variável juro básico da economia. Embora estas variáveis potencialmente pertençam ao sistema em análise, as eliminações foram necessárias para reduzir a dimensionalidade do sistema e viabilizar sua tratabilidade e estimação com a amostra disponível. A dimensionalidade do sistema é sempre um fator de redução da precisão da estimação e do poder dos testes pela perda de graus de liberdade. Este fato é particularmente crítico em sistemas de equações nos quais a quantidade de parâmetros cresce exponencialmente pela inclusão de variáveis.

As séries foram deflacionadas, quando cabível, para conversão de valores nominais em valores reais, e algumas foram transformadas pela aplicação de logaritmo natural. A transformação logarítmica facilita a compatibilização de escalas, minimiza problemas numéricos, auxilia na estabilização das variâncias e lineariza possíveis tendências exponenciais. Mas a transformação logarítmica nem sempre é adequada, como alerta Hendry (1995, p. 347,356-357). Transformações monotônicas, como o logaritmo, podem remover ou

induzir heteroscedasticidade, além de interferirem na constância e na própria identificação do parâmetro estimado. As variáveis emprego (emp) e taxa de juros (txc), que já constituem valores percentuais não foram transformadas. Somente as séries crédito (cpffd), investimento (fbk), renda (fpi), mercado de capitais (ibv), vendas (ivv) e produção (pid), foram transformadas. A série crédito (cpffd), que já é tomada em primeira diferença, foi derivada da série já transformada antes de tomar a primeira diferença.

Outra decisão necessária de tratamento das variáveis é a sazonalidade, pois algumas séries são sazonais. Neftci (1979, p. 111-112) conclui que modelos de previsão têm melhor desempenho quando utilizados dados sem ajuste de sazonalidade. Por esta razão a opção do ensaio foi pela utilização dos dados sem ajuste de sazonalidade, que foi modelada por meio de variáveis *dummy*. Foram utilizadas variáveis *dummy* centradas, conforme sugerido em Enders (2004, p. 196), para evitar interferência sobre os testes de hipótese do intercepto, em especial nos testes de raiz unitária.

As séries foram definidas todas em nível, exceto a variável crédito, definida em primeira diferença. Isto porque Ellis (2005, p. 209-215) sugere que o crédito é importante pelo impacto no poder de compra. Este impacto se dá não pelo nível de endividamento dos consumidores ou pela variação no nível de endividamento. A variação no nível de endividamento representa o poder aquisitivo absoluto agregado ao volume de rendimentos no período, mas a diferença entre os incrementos no nível de endividamento, a segunda diferença no nível de endividamento, é que representa efetivamente a variação do poder aquisitivo gerada pelas operações de crédito.

3.2. Análise das séries temporais

As séries foram primeiramente submetidas a testes de raiz unitária para determinação do grau de integração. Foram realizados testes ADF (Augmented Dickey-Fuller), testes KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) e testes PP (Phillips-Perron). O baixo poder dos testes de raiz unitária é fato reconhecido na literatura, conforme Enders (2004, p. 207) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992, p. 159-160). Devido ao problema de baixo poder dos testes de raiz unitária, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992, p. 176) sugerem a utilização do teste KPSS como complemento aos testes ADF e PP. O teste é

complementar porque as hipóteses nulas são contrárias. O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária e o teste KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade, portanto uma concordância dos testes reforça a decisão com relação ao resultado dos testes. Entretanto o teste KPSS somente pode ser utilizado para avaliar modelos com tendência. Por esta razão, no caso de modelos sem tendência, foi utilizado o teste PP como complemento, que não requer a determinação da ordem de defasagens. Para as variáveis com sazonalidade os testes ADF foram realizados utilizando *dummies* sazonais centradas.

Para a realização de testes de raiz unitária, Enders (2004, p. 210-214) afirma que a série deve ser modelada de forma a mimetizar o DGP real. Também analisa as consequências sobre o poder dos testes de raiz unitária resultantes da inclusão ou omissão de termos determinísticos. O texto sugere a combinação de métodos estatísticos, inspeção gráfica da série e uso do conhecimento teórico sobre as séries, para determinação dos termos determinísticos a serem utilizados nos testes. Este estudo utiliza séries em um período bastante limitado de tempo, situação em que essa sugestão ganha importância.

A observação das séries ao longo do tempo, sua natureza e a teoria econômica indicam que o DGP das séries taxa de emprego (emp) e taxa de juros (txc) não podem ter tendência, ainda que uma amostra possa indicar graficamente ou mesmo estatisticamente a presença de tendência. Eventual tendência observada certamente é devida à fase do ciclo econômico no período de coleta da amostra. Por esta razão essas séries foram modeladas nos testes de raiz unitária sem tendência. Por outro lado, argumentação similar sugere que as variáveis investimento (fbk), renda (fpi), mercado de capitais (ibv), vendas (ivv) e produção (pid), são séries com tendência por natureza, pois estas séries refletem o crescimento econômico representado pelo produto interno bruto, que é uma série crescente no tempo. Por esta razão essas séries foram modeladas nos testes de raiz unitária com tendência. A série crédito (cpffd) não permite uma afirmação a respeito e foi testada sem tendência e com tendência.

Os testes ADF para as séries com tendência foram realizados seguindo o procedimento sugerido em Enders (2004, p. 156-238). O procedimento realiza testes conjuntos sobre restrições aplicadas aos modelos. Os modelos estão apresentados nas tabelas 3.3 e 3.4.

Tabela 3.3 – Modelos não restritos utilizados nos testes de raiz unitária.

Modelo 3.1 – U, com intercepto, com tendência, sem dummies, não restrito	$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
Modelo 3.2 – U, com intercepto, com tendência, com dummies, não restrito	$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=2}^{12} \delta_i D_i + \varepsilon_t$
Modelo 2.2 – U, com intercepto, sem tendência, sem dummies, não restrito	$\Delta y_t = \alpha + \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
Modelo 2.1 – U, com intercepto, sem tendência, com dummies, não restrito	$\Delta y_t = \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
Modelo 1.1 – U, sem intercepto, sem tendência, sem dummies, não restrito	$\Delta y_t = \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
Modelo 1.2 – U, sem intercepto, sem tendência, com dummies, não restrito	$\Delta y_t = \gamma_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=2}^{12} \delta_i D_i + \varepsilon_t$

Tabela 3.4 – Modelos restritos utilizados nos testes de raiz unitária.

Modelo 3.1 – R2, $\gamma_0 = 0, \beta = 0$ modelo 3.1 – U com 2 restrições	$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
Modelo 3.2 – R2, $\gamma_0 = 0, \beta = 0$ modelo 3.2 – U com 2 restrições	$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=2}^{12} \delta_i D_i + \varepsilon_t$
Modelo 2.1 – R2, $\gamma_0 = 0, \alpha = 0$ modelo 2.1 – U com 2 restrições	$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
Modelo 2.2 – R2, $\gamma_0 = 0, \alpha = 0$ modelo 2.2 – U com 2 restrições	$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=2}^{12} \delta_i D_i + \varepsilon_t$

As quantidades de defasagens foram ajustadas buscando um compromisso entre critérios de informação e características dos resíduos. Os resultados estão apresentados na tabela 3.5. Informações completas dos testes constam no apêndice B, item B.1.

Tabela 3.5 – Resultados de testes de uma raiz unitária.

VARIÁVEL	TESTE	MODELO	RESULTADO 10%
cpffd	ADF	intercepto e tendência 5 defasagens	I(0)
		intercepto sem tendência 5 defasagens	I(0)
		sem intercepto e sem tendência 5 defasagens	I(0)
	KPSS	intercepto e tendência	I(1)
		intercepto sem tendência	I(0)
	PP	sem intercepto e sem tendência	I(0)
fbk	ADF	intercepto e tendência 1 defasagem	I(1)
		intercepto sem tendência 1 defasagem	I(1)
	KPSS	intercepto e tendência	I(1)
		intercepto sem tendência	I(0)
fpi	ADF	intercepto e tendência 2 defasagens	I(1)
		intercepto sem tendência 2 defasagens	I(1)
	KPSS	intercepto e tendência	I(1)
		intercepto sem tendência	I(1)
ibv	ADF	intercepto e tendência 1 defasagem	I(1)
		intercepto sem tendência 1 defasagem	I(1)
	KPSS	intercepto e tendência	I(1)
		intercepto sem tendência	I(1)
iw	ADF	intercepto e tendência 2 defasagens	I(0)
		intercepto sem tendência 2 defasagens	I(1)
	KPSS	intercepto e tendência	I(1)
		intercepto sem tendência	I(1)
pid	ADF	intercepto e tendência 2 defasagens	I(1)
		intercepto sem tendência 2 defasagens	I(1)
	KPSS	intercepto e tendência	I(0)
		intercepto sem tendência	I(1)
emp	ADF	sem intercepto e sem tendência 3 defasagens	I(1)
	PP	sem intercepto e sem tendência	I(0)
txc	ADF	sem intercepto e sem tendência 1 defasagem	I(1)
	PP	sem intercepto e sem tendência	I(0)

Alguns testes apresentaram resultados contraditórios. As conclusões foram obtidas considerando o baixo poder dos testes no caso de não rejeição da hipótese nula e o impacto da conclusão equivocada. Portanto a preferência foi pela conclusão por integração. A razão para o viés de decisão é que a consideração de uma variável estacionária como integrada pode não ter consequência se os testes posteriores apontarem a inexistência de relações de cointegração. O risco de especificação incorreta requer conclusões equivocadas em duas sequências de testes distintas. Já a consideração de uma variável integrada como estacionária implica eliminação de relações de cointegração que poderiam ser identificadas posteriormente, resultando em maior potencial de erro de especificação. Esta decisão também está mais alinhada com a metodologia proposta por Hendry (1995, p. 344-367) de partir sempre de modelos mais gerais e aplicar reduções progressivamente.

Nos testes aplicados à série crédito (cpffd), um teste apresentou resultado contraditório. O teste KPSS para o modelo com intercepto e tendência rejeitou a hipótese de estacionariedade ao nível de 10%. Mas a decisão pela não integração foi considerada satisfatória, pois os outros 5 testes corroboraram a hipótese de estacionariedade.

Nos testes aplicados à série investimento (fbk), o teste KPSS para o modelo com intercepto e sem tendência não rejeitou a hipótese de estacionariedade, mas a opção foi pela integração, pois o baixo poder dos testes ocorre justamente na hipótese alternativa e os outros 3 testes corroboraram a hipótese de integração.

Nos testes aplicados à série vendas (ivv), o testes ADF com intercepto e tendência rejeitou a hipótese de raiz unitária ao nível de 10%. Mas a decisão foi pela integração, pois os outros 3 testes corroboram a hipótese de integração.

Nos testes aplicados à série produção (pid), o teste KPSS para o modelo com intercepto e tendência não rejeitou a hipótese de estacionariedade, mas a opção foi pela integração, pois o baixo poder dos testes ocorre justamente na hipótese alternativa e os outros 3 testes corroboraram a hipótese de integração.

Os testes aplicados às séries taxa de juros básica da economia (sel) e taxa de juros ao consumidor (txc) foram contraditórios. Foram aplicados somente 2 testes, sendo que o ADF não rejeitou a hipótese de raiz unitária e o PP rejeitou a hipótese de raiz unitária. A opção foi pelo teste ADF e pela integração, que é uma opção mais conservadora.

As conclusões quanto ao grau de integração das séries estão resumidas na tabela 3.6.

Tabela 3.6 – Grau de integração das variáveis

VARIÁVEIS	CPFFD	FBK	FPI	IBV	IVV	PID	EMP	TXC
Grau de Integração	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

As séries apontadas como integradas pelos testes de raiz unitária foram submetidas a testes de raiz unitária em primeira diferença como forma de verificar a possibilidade de integração de grau 2. Os resultados resumidos estão apresentados na tabela 3.7 e os resultados completos

no apêndice B, item B.2. Os resultados mostram que as séries em primeira diferença são todas estacionárias, o que elimina a possibilidade de integração de grau 2.

Tabela 3.7 – Resultados dos testes de duas raízes unitárias

VARIÁVEL	TESTE	MODELO	RESULTADO 1%
fbk	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)
fpi	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)
ibv	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)
iw	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)
pid	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)
emp	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)
txc	ADF	sem intercepto e sem tendência	I(0)

3.3. Especificação do modelo

A segunda questão de modelagem a ser decidida é a abordagem de construção do modelo de previsão. Os testes de raiz unitária mostram que a maior parte das séries são integradas de ordem 1. Portanto se for utilizado um modelo em diferenças, o mais adequado é a construção de um VEC. Se for utilizado um modelo em nível, um VAR também é adequado. A opção do ensaio foi por um VAR em nível. Conforme apontado no capítulo 2 de fundamentação teórica, o VAR em nível oferece algumas vantagens em termos de simplicidade. A principal é favorecer a precisão, especialmente com a quantidade de variáveis utilizada, que dificulta ainda mais a identificação correta das relações de cointegração.

A análise da viabilidade de previsão de uma variável a partir de defasagens de outras variáveis é tipicamente um teste de causalidade de Granger, que carrega na definição de causalidade a existência de precedência temporal, expressa em Granger (1969, p. 424-438). O teste de causalidade de Granger é precisamente o teste da hipótese de que defasagens de uma variável melhoram a previsão de outra variável.

A abordagem adotada foi a construção de um modelo VAR, que Hendry (1995, p. 322) classifica em sua descrição de topologia de sistemas lineares como casos particulares de uma classe geral de modelos VAD, aos quais foram aplicadas restrições e reduções.

3.4. Construção do var

Foi estimado um VAR em nível utilizando variáveis *dummy* centradas para os meses de fevereiro a dezembro. VAR em nível:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\delta}' \mathbf{d}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} cpffd_t \\ fbk_t \\ fpi_t \\ ibv_t \\ ivv_t \\ pid_t \\ emp_t \\ txc_t \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\alpha} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \\ \alpha_6 \\ \alpha_7 \\ \alpha_8 \end{bmatrix} \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} & \beta_{16} & \beta_{17} & \beta_{18} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} & \beta_{26} & \beta_{27} & \beta_{28} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} & \beta_{35} & \beta_{36} & \beta_{37} & \beta_{38} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} & \beta_{46} & \beta_{47} & \beta_{48} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} & \beta_{56} & \beta_{57} & \beta_{58} \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & \beta_{65} & \beta_{66} & \beta_{67} & \beta_{68} \\ \beta_{71} & \beta_{72} & \beta_{73} & \beta_{74} & \beta_{75} & \beta_{76} & \beta_{77} & \beta_{78} \\ \beta_{81} & \beta_{82} & \beta_{83} & \beta_{84} & \beta_{85} & \beta_{86} & \beta_{87} & \beta_{88} \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\delta} = \begin{bmatrix} 0 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \\ \delta_7 \\ \delta_8 \\ \delta_9 \\ \delta_{10} \\ \delta_{11} \\ \delta_{12} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{d}_t = \begin{bmatrix} \begin{matrix} t = \text{jan} \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{fev} \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{mar} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{abr} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{mai} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{jun} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{jul} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{ago} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{set} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{out} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \\ -0.083 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{nov} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ 0.917 \end{matrix} & \begin{matrix} t = \text{dez} \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \\ -0.083 \end{matrix} \end{bmatrix}$$

A seleção da quantidade de defasagens foi realizada pelo compromisso entre critérios de informação, significância de coeficientes, e características de normalidade, homoscedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Os resultados completos estão apresentados no apêndice B e estão resumidos nas tabelas 3.8, 3.9, 3.10, 3.11 e 3.12.

Tabela 3.8 – Ordem de defasagens e critérios de informação

TESTE	LR: likelihood ratio	FPE: final prediction error	AIC: Akaike information criterion	SC: Schwartz information criterion	HQ: Hannan-Quinn information criterion
DEFASAGENS	3	3	> 12	1	2

Tabela 3.9 – Ordem de defasagens e significância dos coeficientes

NÍVEIS DE SIGNIFICÂNCIA DE DEFASAGENS DAS VARIÁVEIS						
SIGNIFICÂNCIAS DA ÚLTIMA DEFASAGEM x QUANTIDADE DE DEFASAGENS						
	1	2	3	4	5	6
CPFFD	s. 1%	s. 1%	s. 5%	s. 1%	n. s. 10%	s. 5%
EMP	s. 1%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%	s. 10%	n. s. 10%
FBK	s. 1%	s. 1%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%
FPI	s. 1%	s. 10%	s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%
IBV	s. 1%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%
IVV	s. 1%	s. 1%	s. 1%	n. s. 10%	s. 5%	s. 5%
PID	s. 1%	n. s. 10%	s. 1%	s. 5%	n. s. 10%	n. s. 10%
TXC	s. 1%	n. s. 10%	s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%	n. s. 10%
CONJUNTA	s. 1%	s. 1%	s. 1%	s. 10%	s. 1%	n. s. 10%

Tabela 3.10 – Teste de autocorrelação dos resíduos

TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS - TESTE LM				
H_0 : não autocorrelação até ordem h		3 DEFASAGENS	4 DEFASAGENS	5 DEFASAGENS
h P-VALOR	$h = 1$	0.0000	0.0133	0.1670
	$h = 2$	0.0000	0.0576	0.1515
	$h = 3$	0.3092	0.1301	0.2832
	$h = 4$	0.0928	0.5329	0.6011
	$h = 5$	0.3473	0.0301	0.1928
	$h = 6$	0.7995	0.3323	0.2320
	$h = 7$	0.9107	0.3108	0.4943
	$h = 8$	0.8801	0.8719	0.7417
	$h = 9$	0.7955	0.8352	0.8445
	$h = 10$	0.4529	0.3716	0.7660
	$h = 11$	0.3824	0.3299	0.4227
	$h = 12$	0.6385	0.2388	0.0775

Tabela 3.11 – Teste de heteroscedasticidade dos resíduos

TESTES DE HETEROSCEDASTICIDADE DOS RESÍDUOS			
H_0 : não heteroscedasticidade	3 DEFASAGENS	4 DEFASAGENS	5 DEFASAGENS
P-VALOR	0.001	0.0040	0.0814

Tabela 3.12 – Teste de normalidade dos resíduos

TESTES DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS				
	VARIÁVEL	3 DEFASAGENS	4 DEFASAGENS	5 DEFASAGENS
NORMALIDADE	CPFFD	0.0000	0.0164	0.0023
H_0 : normalidade	FBK	0.2538	0.1512	0.7213
P-VALOR	FPI	0.0000	0.0000	0.0001
JARQUE-BERA	IBV	0.0574	0.0374	0.6543
	IVV	0.1693	0.1350	0.0946
	PID	0.8789	0.3057	0.3650
	EMP	0.0574	0.1216	0.0495
	TXC	0.1453	0.2367	0.1431
	CONJUNTA	0.0000	0.0000	0.0000

Os testes de significância das defasagens, apresentados na tabela 3.9, indicaram que um modelo com até 5 defasagens é aceitável, considerando a significância conjunta, embora somente um modelo com 3 defasagens tenha a maior parte das defasagens com significância. Os testes de autocorrelação dos resíduos, apresentados na tabela 3.10, indicaram 4 defasagens. Os testes de heteroscedasticidade dos resíduos apresentados na tabela 3.11, indicaram 5 defasagens. Os testes de normalidade dos resíduos apresentados na tabela 3.12 não indicaram a adequação do modelo com 3 a 5 defasagens. Os critérios de informação, apresentados na tabela 3.8, divergem quanto à quantidade adequada de defasagens. Entretanto o critério FPE coincide com o HQ indicando 3 defasagens e tende a ser o mais importante para o objetivo de construção de um modelo de previsão.

A opção foi por um modelo com 3 defasagens, pois resulta em um modelo mais parcimonioso para favorecer a precisão da estimação, uma vez que não há uma quantidade de defasagens que resulte em resíduos que satisfaçam os critérios de congruência do modelo. Os resultados da estimação dos coeficientes do modelo estão apresentados no apêndice B.

3.5. Construção do sistema de equações

O VAR, entretanto, é um modelo que utiliza os mesmos regressores em todas as equações sem diferenciar a relação das variáveis entre si. O VAR foi então convertido em um sistema de equações com o objetivo de melhorar a precisão da especificação das relações entre as variáveis. O VAR foi utilizado como base para a realização de testes de causalidade de Granger, utilizando o método descrito em Mantalos e Shukur (2000, p. 1021-1031). O modelo foi estimado com 4 defasagens (uma adicional) e aplicadas restrições a 3 defasagens de cada variável para a realização dos testes. Foram computados os testes de Wald, Multiplicador de Lagrange e Razão de Verossimilhança, mas foi utilizado como referência o teste de razão de verossimilhança ao nível de 10%, com correção para pequenas amostras. Considerando que o interesse é previsão 1 período à frente, os testes de causalidade foram aplicados individualmente a cada variável em cada equação. Neste caso os testes não foram aplicados de forma bivariada ao sistema, portanto, o modelo é adequado somente para previsões 1 período à frente. O programa utilizado para a realização dos testes consta no apêndice E, item E.1. Os resultados estão apresentados na tabela 3.13.

Tabela 3.13 – Testes de causalidade de Granger

VALOR CRÍTICO								
$\chi^2 (10\%) = 6.25139$			TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER					
			w	w c	lr	lrc	lm	estat 10%
cpffd	não causa	cpffd	26,3550	20,4516	23,9883	18,6151	21,8780	6,2514
emp	não causa	cpffd	1,8024	1,3987	1,7849	1,3851	1,7675	6,2514
fbk	não causa	cpffd	12,8380	9,9623	12,3163	9,5575	11,8225	6,2514
fpi	não causa	cpffd	0,1512	0,1173	0,1504	0,1167	0,1497	6,2514
ibv	não causa	cpffd	7,3915	5,7358	7,2162	5,5998	7,0464	6,2514
ivv	não causa	cpffd	2,4154	1,8744	2,3516	1,8249	2,2887	6,2514
pid	não causa	cpffd	15,1144	11,7289	13,9558	10,8298	12,8813	6,2514
txc	não causa	cpffd	2,8545	2,2151	2,8268	2,1936	2,7995	6,2514
cpffd	não causa	emp	11,4569	8,8906	11,0236	8,5544	10,6115	6,2514
emp	não causa	emp	114,0494	88,5031	84,8069	65,8107	64,7830	6,2514
fbk	não causa	emp	5,6577	4,3904	5,5415	4,3003	5,4284	6,2514
fpi	não causa	emp	2,4857	1,9289	2,4588	1,9081	2,4323	6,2514
ibv	não causa	emp	3,6023	2,7954	3,5593	2,7621	3,5170	6,2514
ivv	não causa	emp	3,4240	2,6571	3,3062	2,5657	3,1908	6,2514
pid	não causa	emp	7,0968	5,5072	6,9073	5,3601	6,7240	6,2514
txc	não causa	emp	7,7564	6,0190	7,5277	5,8416	7,3072	6,2514
cpffd	não causa	fbk	0,9584	0,7437	0,9414	0,7305	0,9244	6,2514
emp	não causa	fbk	3,8543	2,9910	3,7884	2,9398	3,7237	6,2514
fbk	não causa	fbk	68,2586	52,9691	55,3718	42,9689	45,4227	6,2514
fpi	não causa	fbk	1,3811	1,0717	1,3716	1,0643	1,3621	6,2514
ibv	não causa	fbk	13,3628	10,3696	12,7643	9,9052	12,2000	6,2514
ivv	não causa	fbk	3,1977	2,4815	3,1073	2,4113	3,0185	6,2514
pid	não causa	fbk	7,7187	5,9897	7,1611	5,5571	6,6270	6,2514
txc	não causa	fbk	1,7150	1,3308	1,7049	1,3230	1,6949	6,2514
cpffd	não causa	fpi	3,2939	2,5561	3,2033	2,4858	3,1143	6,2514
emp	não causa	fpi	0,9992	0,7754	0,9863	0,7654	0,9734	6,2514
fbk	não causa	fpi	11,6341	9,0282	11,1239	8,6322	10,6404	6,2514
fpi	não causa	fpi	41,3659	32,1002	36,2773	28,1514	31,9705	6,2514
ibv	não causa	fpi	1,6321	1,2665	1,6234	1,2598	1,6148	6,2514
ivv	não causa	fpi	1,2897	1,0008	1,2708	0,9862	1,2521	6,2514
pid	não causa	fpi	3,9309	3,0504	3,8346	2,9756	3,7403	6,2514
txc	não causa	fpi	3,9650	3,0769	3,9140	3,0373	3,8638	6,2514
cpffd	não causa	ibv	11,9855	9,3008	11,5279	8,9457	11,0932	6,2514
emp	não causa	ibv	5,1783	4,0184	5,0903	3,9501	5,0044	6,2514
fbk	não causa	ibv	4,2660	3,3104	4,2061	3,2639	4,1473	6,2514
fpi	não causa	ibv	3,4466	2,6746	3,4074	2,6441	3,3687	6,2514
ibv	não causa	ibv	388,9803	301,8513	191,2975	148,4481	107,7327	6,2514
ivv	não causa	ibv	0,1389	0,1078	0,1388	0,1077	0,1387	6,2514
pid	não causa	ibv	4,7531	3,6885	4,6789	3,6308	4,6062	6,2514
txc	não causa	ibv	7,0013	5,4330	6,8418	5,3093	6,6871	6,2514
cpffd	não causa	ivv	5,8578	4,5457	5,7394	4,4538	5,6240	6,2514
emp	não causa	ivv	6,5247	5,0632	6,3692	4,9426	6,2184	6,2514
fbk	não causa	ivv	10,5848	8,2139	10,2288	7,9376	9,8887	6,2514
fpi	não causa	ivv	19,6313	15,2340	18,4289	14,3010	17,3222	6,2514
ibv	não causa	ivv	6,4344	4,9932	6,3004	4,8891	6,1701	6,2514
ivv	não causa	ivv	112,2177	87,0817	82,3229	63,8831	61,9161	6,2514
pid	não causa	ivv	10,7989	8,3800	10,3967	8,0679	10,0134	6,2514
txc	não causa	ivv	9,3319	7,2416	9,0462	7,0199	8,7719	6,2514
cpffd	não causa	pid	3,5265	2,7366	3,4652	2,6890	3,4051	6,2514
emp	não causa	pid	3,4089	2,6453	3,3439	2,5949	3,2800	6,2514
fbk	não causa	pid	9,0875	7,0520	8,8175	6,8425	8,5581	6,2514
fpi	não causa	pid	3,7025	2,8731	3,6565	2,8375	3,6113	6,2514
ibv	não causa	pid	11,7942	9,1523	11,3438	8,8028	10,9158	6,2514
ivv	não causa	pid	12,5901	9,7700	11,8137	9,1675	11,0846	6,2514
pid	não causa	pid	27,2265	21,1279	24,6618	19,1378	22,3847	6,2514
txc	não causa	pid	1,4077	1,0924	1,3991	1,0857	1,3906	6,2514
cpffd	não causa	txc	10,4695	8,1244	10,1180	7,8517	9,7821	6,2514
emp	não causa	txc	12,4103	9,6305	11,9205	9,2504	11,4561	6,2514
fbk	não causa	txc	6,6231	5,1395	6,4801	5,0286	6,3412	6,2514
fpi	não causa	txc	3,0180	2,3420	2,9878	2,3186	2,9581	6,2514
ibv	não causa	txc	10,6459	8,2613	10,2827	7,9795	9,9359	6,2514
ivv	não causa	txc	3,9877	3,0945	3,9353	3,0538	3,8838	6,2514
pid	não causa	txc	14,2577	11,0640	13,6161	10,5662	13,0125	6,2514
txc	não causa	txc	102,5468	79,5770	78,0287	60,5508	60,7421	6,2514

Os testes de causalidade constituíram a base para a construção do sistema de equações por meio da aplicação de restrições sobre o modelo VAR. Clements e Hendry (2001, p. 119) destaca o problema de perda de precisão na previsão pelo aumento da dimensionalidade de modelos de previsão com a introdução de variáveis que têm pouca influência. O modelo foi simplificado pela eliminação das variáveis apontadas como não causais pelos testes de causalidade em cada equação. A utilização de variáveis não modeladas requer exogeneidade fraca da variável em relação aos parâmetros, Hendry (1995, p. 168). Também foram eliminadas as variáveis *dummy* das equações das variáveis mercado de capitais (*ibv*), e taxa de juros ao consumidor (*txc*), identificadas como livres de sazonalidade. O modelo de sistema de equações resultante foi:

$$cpffd_t = f(cpffd_{t-i}, fbk_{t-i}, pid_{t-i}, D_t)$$

$$emp_t = f(cpffd_{t-i}, emp_{t-i}, D_t)$$

$$fbk_t = f(fbk_{t-i}, ibv_{t-i}, D_t)$$

$$fpi_t = f(fbk_{t-i}, fpi_{t-i}, D_t)$$

$$ibv_t = f(cpffd_{t-i}, ibv_{t-i})$$

$$ivv_t = f(fbk_{t-i}, fpi_{t-i}, ivv_{t-i}, pid_{t-i}, txc_{t-i}, D_t)$$

$$pid_t = f(fbk_{t-i}, ibv_{t-i}, ivv_{t-i}, pid_{t-i}, D_t)$$

$$txc_t = f(cpffd_{t-i}, emp_{t-i}, ibv_{t-i}, pid_{t-i}, txc_{t-i})$$

O modelo foi estimado como SUR e os resultados completos da estimação constam no apêndice B, item B.3.

3.6. Estimação dos modelos arima

A validação do modelo de previsão foi realizada pela comparação do desempenho de previsão do VAR e do sistema de equações com modelos ARIMA univariados. Para cada variável foi

estimado um modelo ARIMA. Os resultados completos da estimação constam no apêndice B, item B.4. Os modelos resultantes foram:

$$cpffd = ARMA(3,3) \quad emp = ARMA(1,1) \quad fbk = ARMA(1,0) \quad fpi = ARMA(1,0)$$

$$ibv = ARMA(0,0) \quad ivv = ARMA(1,1) \quad pid = ARMA(2,2) \quad txc = ARMA(1,1)$$

3.7. Testes comparativos de previsão

O desempenho dos três tipos de modelos de previsão construídos foi comparado: ARIMA univariado, VAR em nível e sistema de equações em nível. Com o objetivo de avaliar o desempenho dos modelos em previsão foi realizada uma comparação dos erros de previsão de um período. Por conta da limitação da amostra e da quantidade de parâmetros, os testes para construção dos modelos utilizaram toda a amostra. Para realizar os testes comparativos de previsão a amostra foi segmentada em uma amostra de estimação, com 132 observações, e uma amostra de validação, com 21 observações. Os modelos foram reestimados na amostra de estimação e comparados os erros de previsão de 1 período à frente na amostra de validação. Foram utilizados para comparação: erro médio absoluto de previsão (MAFE), erro médio quadrático de previsão (MSFE) e erro médio percentual de previsão (MPFE). Os resultados estão apresentados na tabelas 3.14, 3.15 e 3.16.

Tabela 3.14 – Erros médios absolutos de previsão

MAFE	cpffd	emp	fbk	fpi	ibv	ivv	pid	txc
VAR	0,01302	0,00138	0,05079	0,24308	0,06504	0,01764	0,02082	0,01521
ARMA	0,00701	0,00092	0,05154	0,02120	0,04317	0,01667	0,02954	0,01400
SISTEMA	0,00853	0,00105	0,05032	0,02317	0,04272	0,01644	0,01936	0,01858

Tabela 3.15 – Erros médios quadráticos de previsão

MSFE	cpffd	emp	fbk	fpi	ibv	ivv	pid	txc
VAR	0,00026	0,00000	0,00359	0,06778	0,00624	0,00050	0,00081	0,00036
ARMA	0,00008	0,00000	0,00350	0,00068	0,00294	0,00046	0,00131	0,00034
SISTEMA	0,00014	0,00000	0,00310	0,00077	0,00291	0,00046	0,00075	0,00048

Tabela 3.16 – Erros médios percentuais de previsão

MPFE	cpffd	emp	fbk	fpi	ibv	ivv	pid	txc
VAR	106,12%	4,31%	5,08%	24,31%	6,50%	1,76%	2,08%	1,52%
ARMA	27,72%	2,87%	5,15%	2,12%	4,32%	1,67%	2,95%	1,40%
SISTEMA	82,58%	3,31%	4,08%	2,32%	4,27%	1,64%	0,15%	1,86%

Os resultados não têm significância estatística, pois o tamanho total da amostra não é suficiente para divisão em uma amostra de estimação, que possibilite uma estimação suficientemente precisa dos sistemas de equações, e uma amostra de validação, que possibilite a utilização de intervalos de confiança capazes de gerar significância estatística das diferenças de resultado entre os modelos. Mas os resultados podem ser analisados como indícios, pois a questão principal é validar o conjunto de variáveis como indicadores das vendas no varejo. É importante destacar que na prática, a validade estatística do desempenho de um modelo de previsão é irrelevante. Do ponto de vista da aplicação no universo da Administração de Empresas e mesmo da Análise Econômica, um modelo raramente tem oportunidade de ser utilizado até que seu desempenho seja comprovado estatisticamente. Não é um exagero afirmar que uma empresa raramente segue utilizando um modelo de previsão que não apresente um desempenho satisfatório nas primeiras aplicações. Os modelos ARIMA são reconhecidamente eficientes em previsão, geralmente superando modelos complexos com muitas variáveis. Entretanto o sistema de equações mostrou um desempenho similar aos modelos ARIMA, apresentando erros médios absolutos inferiores em 4 variáveis e superiores em 4 variáveis. Quando comparados os erros médios quadráticos, o sistema de equações apresentou erros iguais em 2 variáveis, inferiores em 3 variáveis e superiores em 3 variáveis. O modelo VAR apresentou um desempenho ligeiramente inferior na previsão de quase todas as variáveis. Os resultados mostram o potencial de uso das variáveis na composição de modelos de previsão de vendas no varejo.

3.8. Resultados e conclusões

A principal conclusão do ensaio é que a hipótese de que o conjunto de variáveis selecionadas podem representar a dinâmica da conjuntura econômica, que influencia as vendas no varejo, não pode ser rejeitada. Existe um potencial de utilização de agregados econômicos para avaliação do comportamento das vendas de varejo que confirma a validade da proposição.

Quanto ao desempenho, o modelo multivariado deste caso, embora não permita uma afirmação estatística, sugere ser equivalente aos modelos univariados, como pode ser observado nas tabelas 3.14 e 3.15. Este resultado é comumente encontrado na literatura e a falta de significância estatística é pouco relevante, porque também é sabido que não existe dominância de uma abordagem sobre a outra, Hamilton (1994, p. 109).

Os maiores erros dos modelos, como pode ser observado na tabela 3.16 de erros percentuais, foram na previsão do crédito, investimento e mercado de capitais. A identificação das razões dessa dificuldade requer uma análise mais específica, que foge aos objetivos do ensaio, mas não é surpresa a dificuldade de previsão do mercado de capitais. O mercado de capitais é sempre visto como um indicador antecedente da economia, com grande conteúdo aleatório. A previsibilidade do mercado de capitais já foi objeto de intensa investigação relacionada ao comportamento de passeio aleatório dos preços dos ativos financeiros e à eficiência informacional do mercado, Campbel, Lo e MacKinley (1997, p. 80).

É importante ressaltar que os testes de causalidade, no formato aplicado, têm validade restrita à previsão 1 período à frente. Esta limitação é imposta pela utilização de testes de causalidade num contexto multivariado. Não foram avaliados os efeitos de causalidade indireta além do período seguinte.

Os testes de causalidade revelaram algumas relações nem sempre facilmente visíveis ou interpretáveis.

A renda adicional representada pelo crédito é causada pelo investimento e pela produção, mas não é causada pela taxa de juros ao consumidor. Vale lembrar que não foi utilizado o nível de crédito em relação ao nível da taxa de juros, mas sim a variação do nível de crédito para representar a renda adicional proporcionada pelo crédito em relação ao nível da taxa de juros. Esta relação contraria a proposição da figura 3.1.

O emprego causado pela renda proveniente do crédito também é uma relação não descrita na proposição da figura 3.1.

O investimento é causado pelo mercado de capitais, o que pode refletir um comportamento antecipatório da bolsa de valores em resposta a aumentos de investimentos das empresas. A relação está em linha com a proposição da figura 3.1, embora a relação de indicadores antecedentes contenha ainda o lucro das empresas como sucedente do mercado de capitais e antecedente do investimento. Mas o a variável lucro das empresas não foi incluída no modelo de previsão.

O mercado de capitais é causado pela renda proveniente do crédito, refletindo provavelmente expectativa de aumento de lucros. Curiosamente a renda efetiva causa somente as vendas no varejo, mas deveria ser um indicador antecedente da economia, conforme a proposição da figura 3.1. Talvez a folha de pagamento da indústria não seja o melhor indicador de renda efetiva da população.

As vendas no varejo são causadas pela renda pela renda e pela taxa de juros ao consumidor. Estas relações aparecem na proposição da figura 3.1. Mas as vendas também são causadas pelo investimento e pela produção, que na proposição da figura 3.1 aparecem como indicadores sucedentes. É possível que o investimento e a produção sejam ampliados quando há expectativa de aumento de vendas. A renda proveniente do crédito não causa vendas, que seria uma relação esperada de acordo com a proposição da figura 3.1.

A produção é causada pelo investimento, uma relação inversa à indicada na figura 3.1, pelo mercado de capitais e pelas vendas no varejo, relações que corroboram a proposição da figura 3.1. A causalidade do mercado de capitais pode refletir um comportamento de antecipação do mercado de capitais.

A taxa de juros é causada pela renda proveniente do crédito, uma relação inversa à proposta na figura 3.1, pelo emprego, pelo mercado de capitais e pela produção. Estas relações de causalidade são mais difíceis de interpretar e não constam na proposição da figura 3.1.

Diversas relações apontadas na proposição de Ellis (2005, p. 205), apresentada na figura 3.1, foram identificadas no modelo de previsão construído neste ensaio. Também foram observadas diversas relações em desacordo com a proposição. Uma das explicações para o fato não é necessariamente a falta de validade de um ou outro modelo, pois não há uma relação direta de tradução de um modelo de indicadores antecedentes e um modelo

autorregressivo. Mas essas observações constituem indícios que necessitam de mais observação e investigação para que sejam estabelecidas relações que representem conceitos teóricos robustos. O resultado efetivo do ensaio é a identificação do potencial preditivo das variáveis e não a descrição das relações específicas.

CAPÍTULO 4 – TAXAS DE JUROS E VENDAS

Este ensaio realiza uma investigação sobre o impacto de taxas de juros sobre vendas no varejo. A questão a ser investigada é 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 no Brasil. O impacto é avaliado pelo tempo médio de causalidade e pela intensidade da causalidade das duas taxas de juros sobre as vendas no varejo. A avaliação utiliza o método proposto por Gourieroux e Monfort (1997), para decomposição da causalidade no domínio do tempo, descrito no capítulo 2.

Um estudo que utiliza o mesmo método, porém em um contexto diferente, é o estudo de Gelper, Lemmens e Croux (2007). O estudo quantifica a causalidade de um índice de confiança do consumidor sobre o consumo real. Entretanto o estudo propõe um VEC bivariado, restringindo o universo de influência somente às duas variáveis de interesse. Isso simplifica o problema, tanto de identificação de relações de cointegração quanto de avaliação da causalidade um período à frente ou múltiplos períodos à frente. Mas ignora outros fatores de influência que podem afetar a relação entre as duas variáveis.

Este trabalho propõe a análise da causalidade das taxas de juros sobre as vendas no varejo em um contexto multivariado, de maior dimensionalidade. A exploração de um universo mais completo, se por um lado reduz vieses de variáveis omitidas, por outro lado introduz questões adicionais. O tratamento dessas questões conduziu à decisão de construção de um VAR não estrutural e em nível, além de impor limitações quanto ao alcance e significado da causalidade avaliada, conforme detalhado no desenvolvimento a seguir.

4.1. Seleção de variáveis

Seguindo linha sugerida por Hendry (1995, p. 344-368), a primeira etapa do ensaio define um conjunto de variáveis suficientemente pequeno para que a dimensionalidade seja tratável para estimação e suficientemente completo para mitigar o problema de variáveis omitidas. A segunda etapa do ensaio gera um modelo congruente para descrever o fenômeno em estudo.

A seleção inicial de variáveis tomou como base o trabalho de Ellis (2005), analisado no ensaio do capítulo 3, que sugere um conjunto relevante na determinação das vendas no varejo. O conjunto de variáveis proposto foi alterado com a finalidade de adequá-lo aos objetivos deste ensaio e controlar a dimensionalidade do sistema. Permaneceram excluídos o lucro das empresas e a inflação, foi excluído o emprego e foi introduzidas mais uma taxa de juros.

O lucro das empresas, conforme exposto no ensaio do capítulo 3, não existe disponível em valores mensais. O emprego foi eliminado por ter sido apontado como indicador sucedente do ciclo econômico por Ellis (2005), portanto, supostamente, deve ter menor relevância como variável causal no sistema. Também é apontado como indicador sucedente da economia por Stock e Watson em Lahiri e Moore (1991, p. 84)

O crédito foi utilizado como fator de incremento da renda, conforme sugerido em Ellis (2005, p. 209-214). O objetivo foi verificar a utilidade dessa contribuição do crédito na causalidade das vendas no varejo. Fouto (2008, p. 58) também utilizou o crédito como fator determinante das vendas no varejo, porém, avaliando o efeito da alavancagem do consumidor, mensurada pela razão entre o volume de crédito concedido e a renda do consumidor, agregando também como variável relacionada ao crédito, o prazo médio das operações.

A inflação foi eliminada e utilizada somente como deflator de preços e taxas de juros para conversão das variáveis nominais em variáveis reais. A não utilização da inflação como variável implica a premissa de que seus efeitos são unicamente de distorção dos valores reais. Os valores que representam quantidades monetárias foram deflacionados para conversão a valores reais. As taxas de juros nominais foram convertidas a taxas reais, porém, não pela inflação efetiva, mas pela expectativa de inflação. A razão é que as taxas de juros são supostamente definidas pelos agentes com objetivo de determinação de uma taxa real, embutindo uma inflação esperada. A inflação esperada utilizada foi a mediana divulgada no relatório Focus do Banco Central do Brasil.

Foram utilizadas as duas taxas de juros que constituem as principais variáveis de interesse do estudo, a taxa básica de juros da economia e a taxa de juros ao consumidor.

As séries utilizadas estão descritas na tabela 4.1 e apresentadas em detalhe no apêndice A, juntamente com os gráficos, as fontes e os tratamentos aplicados às séries. Na seleção do

conjunto final de variáveis foram experimentadas algumas variantes. Os critérios para definição do melhor conjunto de variáveis foram os testes de causalidade e as características dos resíduos do modelo. Para expressar a renda, além da folha de pagamentos da indústria, que é uma medida do volume de renda, também foi testado o rendimento médio do trabalho principal, que representa o nível de renda. Mas a folha de pagamentos da indústria mostrou-se mais adequada nos testes de causalidade das vendas no varejo. Para expressar a produção, além do índice *quantum* de produção, também foram testados os consumos de energia elétrica comercial, industrial e total, mas não se mostraram bons indicadores das vendas no varejo. O conjunto apresentado na tabela 4.1 foi o que resultou na melhor representação dos fatores causais das vendas no varejo.

Tabela 4.1 – Descrição das Séries Temporais

SÉRIE PROPOSTA	DESCRIÇÃO
crédito	cpffd: variação no nível do estoque de crédito com recursos livres para pessoa física; representa a renda adicional do consumidor proporcionada pelo crédito.
investimento	fbk: consumo aparente de máquinas; representa a formação bruta de capital fixo ou volume de investimento na produção.
renda	fpi: folha de pagamento da indústria; representa a renda do consumidor.
mercado de capitais	ibv: índice da bolsa de valores; representa o valor das empresas no mercado de capitais.
vendas no varejo	ivv: índice de vendas no varejo; representa o consumo do setor de interesse.
produção	pid: índice de produção industrial; representa o nível de atividade produtiva.
taxa básica de juros	sel: taxa de juros de negociação dos títulos públicos federais; representa a referência de custo do capital na economia.
taxa de juros ao consumidor	txc: taxa média de juros nas operações de crédito com recursos livres para pessoa física; representa a taxa de juros do consumidor.

4.2. Construção do modelo

A abordagem adotada para a construção de um modelo congruente foi a construção de um sistema de equações a partir da aplicação de restrições a um VAR tradicional em nível na forma reduzida, pelas razões discutidas no capítulo 2 de fundamentação teórica: construir um modelo agnóstico em relação à estrutura econômica, evitar erros na especificação de relações de cointegração e possibilitar a realização de testes de causalidade com variáveis integradas.

O modelo final foi utilizado para a obtenção dos resultados de pesquisa proposta. O modelo obtido satisfaz os requisitos que o colocam na categoria de não rejeitados para representar o fenômeno em estudo.

O estudo foi realizado por meio da construção de um modelo VAR representativo da conjuntura econômica, determinante do volume monetário de vendas agregadas do varejo. Os impactos entre as variáveis foram avaliados por meio da aplicação de testes de causalidade seguindo a proposição de Dolado e Lütkepohl (1996) e Mantalos e Shukur (2000). Após a construção do modelo a causalidade no tempo foi quantificada e medido o tempo médio de impacto seguindo a proposição de Gourieroux e Monfort (1997, p. 371-382).

A opção de construção do VAR diretamente na forma reduzida implica a premissa implícita de inexistência de causalidade contemporânea entre as variáveis. A premissa, embora questionável, é razoável principalmente em decorrência de dois aspectos: a utilização de dados mensais e a fundamentação duvidosa, no contexto das variáveis em análise, das restrições que seriam necessárias à identificação de um VAR estrutural.

Ignorar a causalidade instantânea é mais questionável quando utilizadas séries trimestrais ou anuais. Quanto maior a frequência menor a factibilidade de uma realimentação instantânea de efeitos de um processo sobre outro, dada a inércia natural dos mecanismos de transmissão de informações para as decisões dos agentes econômicos. A tecnologia eliminou a inércia de transmissão da informação, o que contribui para a eficiência informacional do sistema econômico no sentido do ajuste instantâneo entre as variáveis do sistema, mas não eliminou a inércia dos agentes econômicos em suas decisões de alocação de recursos. Possivelmente os agentes respondem em velocidade próxima à velocidade do fluxo das informações somente no mercado de capitais. As decisões no mercado de capitais tendem a ser informacionalmente mais eficientes do que as decisões de consumidores e empresas na incorporação das informações a suas ações. Estas ações se traduzem em decisões de consumo, investimento, realização de negócios, alteração de preços, mudanças em contratos e outras. Embora sem uma verificação formal, esta é uma premissa implícita na opção pelo modelo não estrutural. A característica *ad hoc* de restrições de identificação, que ocorre em muitos modelos estruturais, como a decomposição de Cholesky, que determina quais processos estocásticos sofrem influência contemporânea de outros processos, não se apresenta, neste caso, como melhor alternativa a um modelo na forma reduzida. No nível de agregação das vendas de

varejo não há teoria capaz de sustentar as restrições de identificação necessárias à especificação de um VAR estrutural. Mesmo no nível de agregação do consumo, para o qual existem teorias consolidadas, a imposição de tais restrições foi considerada questionável na crítica de Sims (1980). As vendas no varejo constituem um subconjunto correlacionado do consumo, mas que não necessariamente responde da mesma forma às oscilações das demais variáveis. Quando desagregadas em segmentos de produtos, distanciam-se ainda mais do consumo agregado.

A avaliação do impacto das taxas de juros sobre as vendas no varejo por meio de modelos econométricos, como a representação de qualquer outro fenômeno, requer a especificação de um sistema capaz de representar o fenômeno atendendo a duas questões antagônicas: deve representar o fenômeno da forma mais parcimoniosa possível, com a maior aproximação possível. O balanceamento entre objetivos conflitantes é o desafio de qualquer modelo econométrico. Este ensaio segue a abordagem de Hendry (1995, p. 344-368), que propõe um método de modelagem do geral para o específico, com a aplicação progressiva de reduções que não resultem em perda significativa de informação.

A primeira redução decorrente da especificação do conjunto de variáveis implica a marginalização da densidade conjunta destas variáveis em relação à densidade conjunta das demais variáveis do sistema econômico. Esta premissa implica a possibilidade de estimação das relações entre o conjunto de variáveis selecionado de forma independente das demais variáveis do sistema econômico. A marginalização resultante da premissa inicial é uma necessidade prática de restrição do universo de análise e não pode ser validada *a priori*. O modelo inicial preconizado para representar a conjuntura econômica que influencia as vendas no varejo é da forma:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\mathbf{y} = [cpffd \quad fbk \quad fpi \quad ibv \quad ivv \quad pid \quad sel \quad txc]$$

A tarefa inicial é validar o conjunto de variáveis como um sistema multivariado causal para compor o VAR na forma reduzida. Esta tarefa foi conduzida pela realização de testes de

causalidade de Granger. Os testes serviram para validar o conjunto de variáveis constituintes do modelo e também para determinar o conjunto de variáveis endógenas e exógenas.

Os testes de causalidade em sistemas multivariados, quando têm o objetivo de avaliar a causalidade múltiplos períodos à frente, somente podem ser aplicados para avaliar a causalidade de um vetor de variáveis em relação a outro vetor de variáveis, de forma que os dois vetores contenham todas as variáveis do sistema.

Os testes realizados foram aplicados sempre em duas formas. A primeira forma avalia se uma variável causa o conjunto das demais variáveis. Neste caso, se uma variável não causa o conjunto das demais variáveis, pode-se dizer que é irrelevante para o sistema e sua eliminação não implica perda de informação. Esta primeira forma de avaliação da causalidade constitui parte do processo de seleção de variáveis e sustenta o processo de marginalização do conjunto de variáveis em relação ao restante do sistema econômico. Se for detectada causalidade na primeira forma de avaliação deve ser aplicada a segunda forma de avaliação. A segunda forma de aplicação dos testes de causalidade avalia se uma variável é causada pelo conjunto das demais variáveis. Se o conjunto não causa a variável ela é exógena, pois causa o conjunto, mas não recebe realimentação do conjunto. Se o conjunto causa a variável, a variável em questão causa e é causada pelas demais, portanto, há realimentação e a variável é endógena. Esta forma de avaliação da causalidade sustenta o processo de condicionamento das variáveis endógenas nas variáveis exógenas.

Os testes de causalidade de Granger, como sugerido em Mantalos e Shukur (2000), podem ser realizados por meio de testes W, LR e LM, cada um com ou sem correção para pequenas amostras. Hendry (1995, p. 482) mostra que os testes são idênticos para função de verossimilhança linear. Embora Mantalos e Shukur (2000) sugiram que os testes LR são melhores em termos de tamanho e poder, não há uma definição categórica a respeito do teste mais adequado. Foram computados os testes de causalidade W, WC, LR, LRC, LM e LMC. De forma geral os testes apresentaram os mesmos resultados na maioria das situações, com poucas divergências. Os testes W tendem a rejeitar sistematicamente com maior frequência e os testes LM tendem a rejeitar sistematicamente com menor frequência a hipótese de não causalidade. A concordância entre os testes é útil para reforçar as decisões.

Os modelos foram avaliados utilizando critérios de informação para determinação da quantidade de defasagens, teste de significância das defasagens e testes de heteroscedasticidade, correlação serial e normalidade dos resíduos. Os critérios de informação utilizados foram: razão de verossimilhança (LR), erro final de previsão (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ). Os testes de significância das defasagens utilizaram um p-valor de 10%. O teste de correlação serial utilizado foi o LM. O teste de normalidade dos resíduos foi o Jarque-Bera. O teste de heteroscedasticidade utilizado foi o LM-ARCH.

A construção do modelo seguiu um processo iterativo sobre o VAR em forma reduzida ao qual foram aplicadas reduções sucessivas. A seleção das variáveis por meio de testes de causalidade requer a especificação de um modelo congruente e a especificação de um modelo congruente requer a seleção das variáveis. A seleção das variáveis endógenas e exógenas foi realizada por meio de testes de causalidade aplicados sobre um sistema de equações (VAR em forma reduzida), com a premissa de que a conjuntura econômica, que influencia a dinâmica das vendas no varejo, é representada por um conjunto de variáveis a princípio endógenas, com defasagens especificadas de acordo com critérios de informação. A análise de causalidade resultou na confirmação de algumas variáveis como endógenas, na definição de outras variáveis como exógenas e na eliminação de variáveis. Essas conclusões conduziram à elaboração de um novo sistema de equações para posterior reavaliação das relações de causalidade e assim sucessivamente, até que as hipóteses de não causalidade foram completamente rejeitadas e o sistema de equações resultasse em um modelo congruente.

Desta forma foi construído inicialmente um VAR em forma reduzida com 8 variáveis endógenas. Os critérios de informação apresentaram grandes discrepâncias na indicação da quantidade de defasagens. A ordem do VAR foi então determinada com base na melhor adequação das características dos resíduos e na significância das defasagens, dentro da faixa de quantidades indicadas pelos critérios de informação, que variaram de 2 a 6, sem buscar um modelo parcimonioso, pois o objetivo é avaliar a causalidade ao longo do tempo. A ordem mais adequada foi de 5 defasagens. Os resultados dos testes e da estimação estão apresentados no apêndice C.

O modelo foi submetido a um processo iterativo de testes de causalidade, tomados como orientação para a realização de ajustes no modelo. Em praticamente todas as condições, a

variável *ibv* (mercado de capitais) foi indicada como causal e exógena. Este resultado corrobora o resultado do ensaio do capítulo 2 a respeito da previsibilidade do mercado de capitais. As taxas de juros mostraram-se consistentemente não rejeitadas como causais das demais variáveis. Em alguns modelos os testes de causalidade resultaram contraditórios entre si o que levou à realização de testes em variações do modelo, quanto à composição das variáveis, para obtenção de resultados mais robustos.

O modelo final foi um sistema de equações com 3 variáveis endógenas (*ivv*, *pid*, *txc*) e 4 variáveis exógenas (*fbk*, *fpi*, *ibv*, *sel*), com 5 defasagens:

$$\mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} \mathbf{x}_{t-i}$$

$$\mathbf{y} = [\textit{ivv} \quad \textit{pid} \quad \textit{txc}]$$

$$\mathbf{x} = [\textit{fbk} \quad \textit{fpi} \quad \textit{ibv} \quad \textit{sel}]$$

$$p = 5$$

Os resultados dos testes de causalidade não rejeitaram as hipóteses de causalidade implícitas no modelo e estão apresentados na tabela 4.2.

Tabela 4.2 – Testes de causalidade

HIPOTESE DO TESTE	TIPOS DE TESTE						Valores Críticos		
	w	wc	lr	lrc	lm	lmc	chisq stat 1%	chisq stat 5%	chisq stat 10%
demais não causam a variável <i>ivv</i>	128,5590	103,1970	93,2129	74,8240	69,8697	56,0859	50,8922	43,7730	40,2560
demais não causam a variável <i>pid</i>	105,4564	84,6521	79,1900	63,5675	60,9163	48,8988	50,8922	43,7730	40,2560
demais não causam a variável <i>txc</i>	81,9502	65,7832	65,1316	52,2825	52,6170	42,2368	50,8922	43,7730	40,2560
variável não causa demais <i>ivv</i>	32,9901	27,9780	29,1050	24,6832	25,7455	21,8340	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais <i>pid</i>	32,4967	27,5595	30,7695	26,0947	29,1659	24,7348	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais <i>txc</i>	23,2091	19,6830	22,1564	18,7903	21,1731	17,9564	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais <i>fbk</i>	42,8579	35,8607	40,2188	33,6525	37,8041	31,6320	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais <i>fpi</i>	42,7861	35,8006	38,5912	32,2906	34,8958	29,1985	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais <i>ibv</i>	51,3602	42,9749	47,7651	39,9667	44,5546	37,2804	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais <i>sel</i>	32,2155	26,9558	30,0765	25,1661	28,1231	23,5315	30,5779	24,9958	22,3071

Os resultados dos testes de congruência estão apresentados na tabela 4.3. Os resultados completos estão apresentados no apêndice C, item C.2. Os resíduos resultaram estacionários e os testes não rejeitaram as hipóteses de inexistência de correlação serial até 12 defasagens e de normalidade dos resíduos. O teste de heteroscedasticidade foi aplicado aos resíduos de

cada equação, pois a estimação como SUR contempla a heteroscedasticidade entre equações. O teste dos resíduos da equação da taxa de juros ao consumidor (txc) rejeitou a hipótese de inexistência de heteroscedasticidade aos níveis convencionais. Entretanto a consequência da heteroscedasticidade é somente a perda de eficiência na estimação, sem consequência sobre a consistência do estimador. Essa ineficiência não é relevante na análise, porque amplia o intervalo de confiança do estimador, mas a significância dos coeficientes não está sendo avaliada na construção do modelo.

Tabela 4.3 – Testes de autocorrelação, heteroscedasticidade e normalidade dos resíduos

Teste de Correlação Serial – LM			Teste de Normalidade - Jarque-Bera		
Hipótese Nula: não há correlação serial até defasagem de ordem h			Hipótese nula: normalidade		
Ordem	Estatística	Prob.	Variável	Estatística	Prob.
1	1,685866	0,9955	ivv	0,5486	0,3482
2	5,468766	0,9979	pid	5,0949	0,0841
3	17,50746	0,9179	txc	2,1805	0,1112
4	22,94673	0,9551	Conjunta	7,8240	0,2915
5	28,96813	0,9695			
6	36,48962	0,9675			
7	47,97864	0,9195			
8	55,03665	0,9314			
9	60,27254	0,9590			
10	72,73067	0,9082			
11	82,12122	0,8901			
12	90,81307	0,8834			

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH		
Hipótese nula: homoscedasticidade		
Variável	Estatística	p-valor
ivv	3,4507	0,0632
pid	0,0838	0,7722
txc	7,9825	0,0047

4.3. Avaliação da causalidade

A partir do modelo construído foram avaliadas as causalidades conforme proposto em Gourieroux e Monfort (1997, p. 371-382). O modelo foi utilizado para quantificar a causalidade das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre as vendas no varejo. Os resultados estão apresentados na tabela 4.6, junto aos gráficos de causalidade por defasagem e causalidade acumulada. Foi mensurada a causalidade das defasagens das taxas de juros e computado o tempo médio de persistência da causalidade. O programa utilizado para quantificação da causalidade e estimação do modelo consta do apêndice E, item E.2. Por tratar-se de um modelo com mais de duas variáveis endógenas, a avaliação de causalidade de um variável qualquer sobre as variáveis endógenas, na forma utilizada, só é válida no

horizonte de tempo de 1 período à frente, conforme discutido na fundamentação teórica apresentada no capítulo 2.

As tabelas 4.5 e 4.6 apresentam a causalidade das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre as vendas no varejo, decomposta por defasagem, juntamente com a representação gráfica.

Tabela 4.5 – Efeitos da taxa básica de juros da economia sobre vendas no varejo

Causalidade da Taxa Básica de Juros sobre Vendas no Varejo (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0001	0,58%	0,58%
-2	0,0008	4,62%	5,21%
-3	0,0000	0,07%	5,28%
-4	0,0097	58,70%	63,98%
-5	0,0059	36,02%	100,00%
Total	0,0164	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			4,25

Tabela 4.6 – Efeitos da taxa de juros ao consumidor sobre vendas no varejo

Causalidade da Taxa de Juros ao Consumidor sobre Vendas no Varejo (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0012	3,32%	3,32%
-2	0,0005	1,33%	4,65%
-3	0,0102	29,17%	33,81%
-4	0,0023	6,61%	40,42%
-5	0,0208	59,58%	100,00%
Total	0,0350	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			4,18

Foram testadas variantes do modelo com o objetivo de avaliar a robustez dos resultados.

Uma redução nas defasagens de 5 para 4 e 3, resulta na concentração da causalidade nos dois períodos iniciais, por conta da supressão da defasagem 5, que tem intensidade importante. Um ampliação nas defasagens para 6 e 7 apresenta uma causalidade residual nas defasagens adicionais. Estes resultados são indícios de adequação da especificação do modelo quanto à quantidade de defasagens e da contribuição das defasagens para a causalidade total.

4.4. Resultados e conclusões

Neste ensaio, diferentemente do ensaio do capítulo 3, o foco não foi a construção de um modelo de previsão, embora o modelo possa servir também a esse propósito. O foco foi a avaliação das relações entre as variáveis. As tabelas 4.5 e 4.6 mostram as relações de causalidade quanto à intensidade da causalidade e quanto ao tempo médio de causalidade.

A intensidade da causalidade da taxa de juros ao consumidor sobre as vendas no varejo resultou maior do que a intensidade da causalidade da taxa de juros básica da economia. Quanto ao tempo médio de causalidade, foi maior para a taxa de juros ao consumidor. O tempo médio dos efeitos da taxa básica de juros é de 4,25 meses, enquanto que o tempo médio dos efeitos da taxa de juros ao consumidor é de 4,18 meses. A intensidade acumulada da causalidade da taxa de juros ao consumidor é de 0,0164 e da taxa básica de juros é de 0,035.

A diferença de tempo de causalidade é na ordem de dias. A diferença mais relevante é na intensidade, que é na ordem de duas vezes. As intensidades representam reduções de variância do erro de 1,6% no caso da taxa de juros básica da economia e 3,5% no caso da taxa de juros ao consumidor.

Apesar do tempo médio de causalidade ser similar, a distribuição da intensidade nas defasagens é diferente. O perfil da causalidade da taxa básica de juros apresenta pouco efeito nos primeiros três meses e um efeito concentrado no quarto mês. Já a taxa de juros ao consumidor apresenta efeitos concentrados no terceiro e quinto meses. No terceiro ocorre aproximadamente 30% do efeito de causalidade da taxa de juros ao consumidor sem efeito relevante de causalidade da taxa básica de juros. No quarto mês ocorre o inverso, o efeito de causalidade da taxa de juros ao consumidor é pequeno e ocorre aproximadamente 60% do efeito da taxa básica de juros. No quinto mês as duas taxas de juros têm efeito de causalidade relevante, porém a intensidade do efeito da taxa de juros ao consumidor é maior.

Os resultados descritos mostram a maior importância relativa da taxa de juros ao consumidor em relação à taxa básica de juros da economia como previsor para as vendas no varejo, com um tempo médio de efeitos mais curto, porém similar.

Embora o tempo médio de impacto seja próximo para as duas taxas de juros, a distribuição da causalidade nas defasagens mostra que a taxa de juros ao consumidor apresenta efeito relevante com um mês de antecedência em relação à taxa básica de juros. O atraso para o início dos efeitos da taxa de juros ao consumidor é de três meses e o atraso dos efeitos da taxa de básica de juros é de quatro meses.

Mas o impacto das taxas de juros sobre as vendas no varejo não é o de maior importância relativa quando avaliada toda a conjuntura econômica. Pelo contrário, as taxas de juros mostraram-se as variáveis de menor impacto relativo dentro do conjunto de fatores selecionados para descrever o contexto da conjuntura econômica. A tabela 4.7 apresenta a intensidade da causalidade de todas as variáveis que representam a conjuntura econômica sobre as vendas no varejo.

Tabela 4.7 – Comparação entre as intensidades relativas da conjuntura econômica

CAUSALIDADE SOBRE IVV		
VARIÁVEL	CAUSALIDADE	TEMPO MÉDIO
pid	0,0797	3,97
txc	0,0350	4,18
fbk	0,1492	3,16
fpi	0,1690	1,52
ibv	0,1017	3,43
sel	0,0164	4,25

A intensidade da causalidade da renda, do investimento e do mercado de capitais resultaram os mais relevantes, nesta ordem. A renda mostrou-se destacadamente o fator de maior causalidade das vendas no varejo. Entretanto o tempo de impacto da renda resultou acentuadamente menor do que o tempo de impacto dos demais fatores. Os efeitos da renda sobre as vendas no varejo são mais intensos e mais rápidos do que os efeitos das demais variáveis.

Do ponto de vista da análise das vendas no varejo, o canal de taxa de juros de transmissão da política monetária desempenha papel importante, porém, as vendas no varejo estão sujeitas a outras influências de maior impacto. Outro canal de transmissão da política monetária, o crédito, não mostrou-se relevante na determinação das vendas no varejo. O resultado provavelmente é consequência da forma como o crédito foi incorporado à conjuntura

econômica, computado neste estudo como fator de incremento de renda. O crescimento do crédito como fator de incremento de renda não é sustentável, pois requer um crescimento exponencial do crédito. Essa pode ser uma das razões por não ter se mostrado significativo como fator de causalidade das vendas. A importância do canal de crédito aparece, em outro formato, em Fouto (2008) como fator de alavancagem. É possível que o estoque de crédito tenha maior efeito sobre as vendas no varejo. A importância do crédito, portanto, precisa ainda ser investigada em outros formatos.

CAPÍTULO 5 – VENDAS SETORIAIS

Este ensaio estende o ensaio apresentado no capítulo 4, realizando uma análise de causalidade similar, porém, mensurando a causalidade das taxas de juros sobre vendas setoriais no varejo. A questão a ser investigada é a existência de diferenças de causalidade das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre diferentes segmentos de vendas no varejo. A causalidade da taxa de juros básica da economia e da taxa de juros ao consumidor é mensurada em relação às vendas de 4 segmentos de varejo: combustíveis e lubrificantes (cel); hipermercados e supermercados (hes); móveis e eletrodomésticos (mel); tecidos, vestuário e calçados (tvc).

O conjunto de variáveis utilizado foi o mesmo do ensaio do capítulo 4, sendo que a variável vendas no varejo foi substituída por cada uma das variáveis representativas das vendas de cada setor de varejo em análise. O conjunto das variáveis está apresentado na tabela 5.1.

Tabela 5.1 – Descrição das Séries Temporais

SÉRIE PROPOSTA	DESCRIÇÃO
crédito	cpffd: variação no nível do estoque de crédito com recursos livres para pessoa física; representa a renda adicional do consumidor proporcionada pelo crédito.
investimento	fbk: consumo aparente de máquinas; representa a formação bruta de capital fixo ou volume de investimento na produção.
renda	fpi: folha de pagamento da indústria; representa a renda do consumidor.
mercado de capitais	ibv: índice BOVESPA; representa o valor das empresas no mercado de capitais.
vendas no varejo	iv: índice de vendas no varejo; representa o consumo do setor de interesse.
produção	pid: índice de produção industrial; representa o nível de atividade produtiva.
taxa básica de juros	sel: taxa de juros de negociação dos títulos públicos federais; representa a referência de custo do capital na economia.
taxa de juros ao consumidor	txc: taxa média de juros nas operações de crédito com recursos livres para pessoa física; representa a taxa de juros ao consumidor.
vendas - combustíveis e lubrificantes	cel: índice de vendas no varejo e combustíveis e lubrificantes.
vendas - hipermercados e supermercados	hes: índice de vendas de hipermercados e supermercados.
vendas - móveis e eletrodomésticos	mee: índice de vendas no varejo de móveis e eletrodomésticos.
vendas - tecido vestuário e calçados	tvc: índice de vendas no varejo de tecidos, vestuário e calçados.

A extensão da análise, entretanto, requer a validação da adequação do modelo para representar a dinâmica dos segmentos de varejo em questão. Os testes de causalidade mostraram que o mesmo modelo utilizado para representar as relações das vendas no varejo com a conjuntura econômica não é adequado quando as vendas são desagregadas em segmentos, embora tenham sido obtidos modelos muito semelhantes. O mesmo procedimento utilizado para construção do modelo representativo das vendas no varejo agregadas, descrito no item 4.2 do capítulo 4, foi aplicado a cada um dos segmentos de vendas analisados.

O modelo resultante para representação das relações das vendas de combustíveis e lubrificantes (cel) com a conjuntura econômica foi:

$$\mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} \mathbf{x}_{t-i}$$

$$\mathbf{y} = [\text{cel} \quad \text{pid} \quad \text{sel}]$$

$$\mathbf{x} = [\text{cpffd} \quad \text{fbk} \quad \text{ibv} \quad \text{txc}]$$

$$p = 5$$

Os resultados dos testes de causalidade e avaliação da congruência do modelo para vendas de combustíveis e lubrificantes estão apresentados na tabela 5.2. Os resultados completos de estimação e diagnóstico de resíduos constam no apêndice D, itens D.1 e D.2.

Tabela 5.2 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes

(a)

HIPOTESE DO TESTE		TIPOS DE TESTE						Valores Críticos		
		w	wc	lr	lrc	lm	lmc	chisq stat 1%	chisq stat 5%	chisq stat 10%
demais não causam a variável	cel	56,3535	45,2361	48,1674	38,6650	41,5349	33,3409	50,8922	43,7730	40,2560
demais não causam a variável	pid	92,3268	74,1127	71,6468	57,5124	56,7082	45,5208	50,8922	43,7730	40,2560
demais não causam a variável	sel	121,9351	97,8799	88,7935	71,2764	66,6498	53,5012	50,8922	43,7730	40,2560
variável não causa demais	cel	40,7829	34,5869	36,9214	31,3120	33,5747	28,4738	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	pid	28,9032	24,5120	27,0907	22,9749	25,4434	21,5778	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	sel	26,6818	22,6281	25,0770	21,2671	23,5881	20,0044	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	cpffd	33,2614	27,8310	30,7651	25,7422	28,5403	23,8806	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	fbk	29,2408	24,4668	27,8727	23,3220	26,6035	22,2601	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	ibv	45,0127	37,6637	41,5680	34,7814	38,4695	32,1888	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	txc	46,9983	39,3251	43,5688	36,4555	40,5281	33,9113	30,5779	24,9958	22,3071

(b)

Teste de Correlação Serial – LM

Hipótese Nula: não há correlação serial até defasagem de ordem h

Ordem	Estatística	Prob.
1	1,586877	0,9964
2	4,450454	0,9995
3	9,010438	0,9995
4	20,31588	0,9836
5	24,59828	0,9943
6	34,62218	0,9814
7	44,86665	0,9593
8	49,98646	0,9776
9	61,65704	0,9460
10	69,02370	0,9509
11	82,50024	0,8843
12	112,9434	0,3532

Teste de Normalidade - Jarque-Bera

Hipótese nula: normalidade

Variável	Estatística	Prob.
cel	1,9032	0,3861
pid	4,2045	0,1222
sel	3,6798	0,1588
Conjunta	9,7875	0,1339

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula: homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor
cel	0,1193	0,7297
pid	0,3966	0,5288
sel	5,5517	0,0184

O modelo resultante para representação das relações das vendas de hipermercados e supermercados (hes) com a conjuntura econômica foi:

$$\mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} \mathbf{x}_{t-i}$$

$$\mathbf{y} = [\text{hes} \quad \text{pid} \quad \text{txc}]$$

$$\mathbf{x} = [\text{fbk} \quad \text{fpi} \quad \text{ibv}]$$

$$p = 5$$

Os resultados dos testes de causalidade e avaliação da congruência do modelo para vendas de combustíveis e lubrificantes estão apresentados na tabela 5.3. Os resultados completos de estimação e diagnóstico de resíduos constam no apêndice D, itens D.3 e D.4.

Tabela 5.3 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de hipermercados e supermercados

(a)

		TIPOS DE TESTE						Valores Críticos		
HIPÓTESE DO TESTE		w	wc	lr	lrc	lm	lmc	chisq stat 1%	chisq stat 5%	chisq stat 10%
demais não causam a variável	hes	116,2776	93,3385	84,7003	67,9907	63,4099	50,9005	50,8922	43,7730	40,2560
demais não causam a variável	pid	113,5474	91,1469	84,4134	67,7604	64,4970	51,7731	50,8922	43,7730	40,2560
demais não causam a variável	txc	97,4368	78,2146	74,7531	60,0059	58,5968	47,0369	50,8922	43,7730	40,2560
variável não causa demais	hes	49,2655	41,7807	43,3645	36,7762	38,4271	32,5890	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	pid	40,5754	34,4109	37,9074	32,1482	35,4759	30,0862	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	txc	31,4337	26,6581	29,0083	24,6012	26,8408	22,7629	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	fbk	49,3116	41,2607	46,0406	38,5238	43,0770	36,0440	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	fpi	30,2575	25,3175	28,4557	23,8098	26,7825	22,4098	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	ibv	55,6764	46,5864	51,3333	42,9523	47,4918	39,7380	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	sel	51,7334	43,2871	47,1964	39,4909	43,1572	36,1111	30,5779	24,9958	22,3071

(b)

Teste de Correlação Serial – LM

Hipótese Nula: não há correlação serial até defasagem de ordem h

Ordem	Estatística	Prob.
1	2,237293	0,9871
2	3,856028	0,9998
3	14,13194	0,9799
4	18,45351	0,9932
5	26,24772	0,9885
6	34,23345	0,9836
7	54,22588	0,7767
8	59,94784	0,8438
9	68,20634	0,8439
10	79,53293	0,7771
11	86,59853	0,8087
12	100,1351	0,6925

Teste de Normalidade - Jarque-Bera

Hipótese nula: normalidade

Variável	Estatística	Prob.
hes	6,9477	0,0310
pid	4,1122	0,1280
txc	2,6749	0,2625
Conjunta	13,7348	0,0327

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula: homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor
hes	0,8439	0,3582
pid	0,3284	0,5566
txc	9,9661	0,0016

O modelo resultante para representação das relações das vendas de móveis e eletrodomésticos (mee) com a conjuntura econômica foi:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} x_{t-i}$$

$$y = [mee \quad pid \quad txc]$$

$$x = [fbk \quad ibv \quad sel]$$

$$p = 5$$

Os resultados dos testes de causalidade e avaliação da congruência do modelo para vendas de combustíveis e lubrificantes estão apresentados na tabela 5.4. Os resultados completos de estimação e diagnóstico de resíduos constam no apêndice D, itens D.5 e D.6.

Tabela 5.4 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de móveis e eletrodomésticos

(a)

HIPOTESE DO TESTE		TIPOS DE TESTE						Valores Críticos		
		w	wc	lr	lrc	lm	lmc	chi sq stat 10	chi sq stat 1%	chi sq stat 5%
demais não causam a variável	mee	53,0687	43,2011	45,1350	36,7426	38,6892	31,4952	44,3141	37,6525	34,3816
demais não causam a variável	pid	71,9806	58,5965	58,5836	47,6905	48,3144	39,3308	44,3141	37,6525	34,3816
demais não causam a variável	txc	94,6631	77,0613	73,0755	59,4877	57,5821	46,8752	44,3141	37,6525	34,3816
variável não causa demais	mee	37,6466	31,9270	34,5757	29,3227	31,8647	27,0236	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	pid	20,4741	17,3635	19,4001	16,4527	18,4061	15,6097	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	txc	17,4298	14,7817	16,8612	14,2995	16,3152	13,8365	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais	fbk	34,4140	28,7954	31,7590	26,5739	29,3993	24,5994	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	ibv	46,0976	38,5715	42,8846	35,8830	39,9893	33,4604	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais	sel	40,4573	33,8520	38,4616	32,1822	36,6062	30,6297	30,5779	24,9958	22,3071

(b)

Teste de Correlação Serial – LM

Hipótese Nula: não há correlação serial até defasagem de ordem h

Ordem	Estatística	Prob.
1	1.332315	0.9982
2	2.902030	1.0000
3	8.186039	0.9998
4	20.08288	0.9852
5	27.68500	0.9802
6	36.80899	0.9645
7	46.68656	0.9384
8	50.01603	0.9775
9	53.35802	0.9924
10	56.76908	0.9976
11	66.98633	0.9943
12	80.06473	0.9797

Teste de Normalidade - Jarque-Bera

Hipótese nula: normalidade

Variável	Estatística	Prob.
mee	8,1269	0,0172
pid	1,6791	0,4319
txc	3,0700	0,2155
Conjunta	12,8761	0,0450

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula: homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor
mee	0,2189	0,6398
pid	0,0520	0,8195
txc	5,2004	0,0226

O modelo resultante para representação das relações das vendas de tecidos, vestuário e calçados (tvc) com a conjuntura econômica foi:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_{yi} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_{xi} x_{t-i}$$

$$y = [tvc \quad pid \quad txc]$$

$$x = [fbk \quad fpi \quad ibv \quad sel]$$

$$p = 5$$

Os resultados dos testes de causalidade e avaliação da congruência do modelo para vendas de combustíveis e lubrificantes estão apresentados na tabela 5.5. Os resultados completos de estimação e diagnóstico de resíduos constam no apêndice D, itens D.7 e D.8.

Tabela 5.5 – Testes de causalidade, normalidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade para o modelo de vendas de tecidos vestuário e calçados

(a)

HIPOTESE DO TESTE	TIPOS DE TESTE						Valores Críticos		
	w	wc	lr	lrc	lm	lmc	chisq stat 1%	chisq stat 5%	chisq stat 10%
demaís não causam a variável tv	120,1415	96,4401	85,9512	68,9948	63,2106	50,7405	50,8922	43,7730	40,2560
demaís não causam a variável pid	104,0476	83,5212	78,6994	63,1736	60,9620	48,9354	50,8922	43,7730	40,2560
demaís não causam a variável txc	76,5282	61,4308	61,6084	49,4544	50,3276	40,3991	50,8922	43,7730	40,2560
variável não causa demais tv	30,7776	26,1016	28,9697	24,5684	27,3151	23,1652	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais pid	22,1367	18,7736	21,2494	18,0211	20,4127	17,3114	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais txc	27,6623	23,4596	25,6890	21,7861	23,9062	20,2742	23,2093	18,3070	15,9872
variável não causa demais fbk	25,7620	21,5559	24,1931	20,2432	22,7554	19,0402	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais fpi	48,7428	40,7848	41,3961	34,6376	35,1976	29,4511	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais ibv	52,2085	43,6846	47,3590	39,6269	43,1651	36,1177	30,5779	24,9958	22,3071
variável não causa demais sel	29,6858	24,8392	28,2157	23,6090	26,8465	22,4634	30,5779	24,9958	22,3071

(b)

Teste de Correlação Serial – LM

Hipótese Nula: não há correlação serial até defasagem de ordem h

Ordem	Estatística	Prob.
1	4,291304	0,8912
2	6,725434	0,9922
3	12,39955	0,9926
4	22,37510	0,9631
5	34,18035	0,8801
6	46,54253	0,7545
7	54,28972	0,7748
8	59,84292	0,8462
9	68,47373	0,8382
10	72,17416	0,9158
11	84,87739	0,8432
12	99,84451	0,6998

Teste de Normalidade - Jarque-Bera

Hipótese nula: normalidade

Variável	Jarque-Bera	Prob.
tvc	1,4466	0,4851
pid	3,2465	0,1973
txc	2,0129	0,3655
Conjunta	6,7061	0,3489

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula: homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor
tvc	0,1024	0,7489
pid	0,0764	0,7821
txc	4,8694	0,0273

A adequação dos modelos não foi uniforme em todos os segmentos, embora tenha sido semelhante. Houve diferenças na causalidade das variáveis e no grau de congruência. A pior adequação foi dos modelo para vendas de móveis e eletrodomésticos e vendas de hipermercados e supermercados, para os quais a hipótese de normalidade dos resíduos só não é rejeitada ao nível de 1%. A hipótese de homoscedasticidade foi rejeitada para o modelo de vendas de hipermercados e supermercados e só não foi rejeitada para os demais modelos ao nível de 1%. Ainda assim pode-se considerar que os modelos não são rejeitados, dadas a limitação a uma equação e a pouca relevância da heteroscedasticidade na análise realizada.

5.1. Avaliação da causalidade

Os modelos foram então utilizados para quantificar a causalidade das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre as vendas setoriais no varejo. Para cada modelo foi mensurada a causalidade das defasagens das taxas de juros e computado o tempo médio de persistência da causalidade.

Os resultados para o setor de combustíveis e lubrificantes (cel) estão apresentados na tabela 5.6, junto aos gráficos de causalidade por defasagem e causalidade acumulada.

Tabela 5.6 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de combustíveis e lubrificantes

Causalidade da Taxa de Juros ao Consumidor sobre Vendas de Combustíveis e Lubrificantes (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0025	12,17%	12,17%
-2	0,0033	15,73%	27,90%
-3	0,0022	10,48%	38,39%
-4	0,0027	12,91%	51,30%
-5	0,0102	48,70%	100,00%
Total	0,0209	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			3,70

Os resultados para o setor de hipermercados e supermercados (hes) estão apresentados na tabela 5.7 junto aos gráficos de causalidade por defasagem e causalidade acumulada.

Tabela 5.7 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de hipermercados e supermercados

Causalidade da Taxa Básica de Juros sobre Vendas de Hipermercados e Supermercados (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0043	18,20%	18,20%
-2	0,0097	41,00%	59,20%
-3	0,0052	21,98%	81,19%
-4	0,0041	17,47%	98,65%
-5	0,0003	1,35%	100,00%
Total	0,0236	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			2,43

Causalidade da Taxa de Juros ao Consumidor sobre Vendas de Hipermercados e Supermercados (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0067	17,79%	17,79%
-2	0,0104	27,49%	45,28%
-3	0,0150	39,72%	85,00%
-4	0,0055	14,54%	99,55%
-5	0,0002	0,45%	100,00%
Total	0,0377	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			2,52

Os resultados para o setor de móveis e eletrodomésticos (mee) estão apresentados na tabela 5.8, junto aos gráficos de causalidade por defasagem e causalidade acumulada.

Tabela 5.8 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de móveis e eletrodomésticos

Causalidade da Taxa Básica de Juros sobre Vendas de Móveis e Eletrodomésticos (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0169	23,10%	23,10%
-2	0,0263	35,94%	59,03%
-3	0,0012	1,62%	60,65%
-4	0,0003	0,47%	61,12%
-5	0,0284	38,88%	100,00%
Total	0,0731	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			2,96

Causalidade da Taxa de Juros ao Consumidor sobre Vendas de Móveis e Eletrodomésticos (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0457	29,58%	29,58%
-2	0,0224	14,53%	44,10%
-3	0,0187	12,10%	56,20%
-4	0,0101	6,55%	62,75%
-5	0,0575	37,25%	100,00%
Total	0,1544	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			3,07

Os resultados para o setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc) estão apresentados na tabela 5.9, junto aos gráficos de causalidade por defasagem e causalidade acumulada.

Tabela 5.9 – Efeitos das taxas de juros sobre vendas no varejo de tecidos, vestuário e calçados

Causalidade da Taxa Básica de Juros sobre Vendas de Tecidos Vestuário e Calçados (1 período à frente)			
Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0088	11,94%	11,94%
-2	0,0428	57,96%	69,90%
-3	0,0101	13,65%	83,55%
-4	0,0006	0,79%	84,34%
-5	0,0116	15,66%	100,00%
Total	0,0738	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			2,50

Causalidade da Taxa de Juros ao Consumidor sobre Vendas de Tecidos Vestuário e Calçados (1 período à frente)

Defasagem	Causalidade	%	% acumulado
-1	0,0030	4,10%	4,10%
-2	0,0161	21,82%	25,92%
-3	0,0046	6,19%	32,11%
-4	0,0024	3,20%	35,31%
-5	0,0478	64,69%	100,00%
Total	0,0738	100,00%	
Tempo médio de causalidade (meses)			4,03

5.2. Resultados e conclusões

Os resultados dos impactos das taxas de juros sobre os quatro segmentos de vendas no varejo avaliados podem ser analisados sob vários pontos de vista.

Um dos aspectos da análise são os componentes representativos da dinâmica da conjuntura econômica. A tabela 5.10 mostra a comparação entre as variáveis componentes dos modelos descritivos da dinâmica de cada segmento de vendas, incluído o modelo construído no capítulo 4 para as vendas agregadas no varejo.

Tabela 5.10 – Comparação entre as variáveis integrantes dos modelos

SEGMENTO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS	VARIÁVEIS EXÓGENAS
vendas no varejo (ivv)	pid txc	fbk fpi ibv sel
vendas de combustíveis e lubrificantes (cel)	pid sel	cpffd fbk ibv txc
vendas de supermercados e hipermercados (hes)	pid txc	fbk fpi ibv sel
vendas de móveis e eletrodomésticos (mee)	pid txc	fbk ibv sel
vendas de tecidos, vestuário e calçados (tvc)	pid txc	fbk fpi ibv sel

Os modelos avaliados mostraram poucas diferenças entre os segmentos. O modelo para o setor de combustíveis e lubrificantes (cel) foi o que apresentou maior discrepância no conjunto. Houve uma inversão das taxas de juros como variável endógena e esse foi o único segmento sensível à contribuição do crédito na renda (cpffd). O segmento de vendas de móveis e eletrodomésticos (mee) foi o único que não se mostrou sensível à renda, representada pela massa salarial da indústria (fpi). Os modelos para o segmento de vendas de hipermercados e supermercados (hes) e para o segmento de tecidos, vestuário e calçados (tvc) permaneceram iguais ao modelo para vendas agregadas no varejo.

Outro aspecto a ser analisado são os resultados observados de tempo médio e intensidade da causalidade. A tabela 5.11 compara os tempos médios dos efeitos e a intensidade das causalidades das taxas de juros sobre os segmentos de vendas no varejo analisados.

Tabela 5.11 – Diferenças de impacto das taxas de juro sobre as vendas setoriais no varejo

COMPARAÇÃO DA CAUSALIDADE DAS TAXAS DE JUROS ENTRE OS SETORES DE VENDAS NO VAREJO				
Fator de Causalidade	Taxa básica de juros	Taxa de juros ao consumidor	Taxa básica de juros	Taxa de juros ao consumidor
Setor / Mensuração	Tempo Médio (meses)	Tempo Médio (meses)	Intensidade (redução de variância)	Intensidade (redução de variância)
Combustíveis e lubrificantes	3,8770	3,7024	0,0334	0,0209
Hipermercados e supermercados	2,4276	2,5238	0,0236	0,0377
Móveis e eletrodomésticos	2,9610	3,0737	0,0731	0,1544
Tecidos vestuário e calçados	2,5026	4,0255	0,0738	0,0738

Na comparação das taxas de juros, o tempo médio de impacto é menor no setor de hipermercados e supermercados (hes) para as duas taxas de juros, na ordem de 2,5 meses. O tempo médio de impacto da taxa básica de juros é maior no setor de combustíveis e lubrificantes (cel), na ordem de 3,8 meses, e o tempo médio de impacto da taxa de juros ao consumidor é maior no setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc), na ordem de 4 meses.

O setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc) foi o que apresentou maior diferença de tempo médio de impacto entre as taxas de juros, na ordem de 1,5 meses, sendo o tempo médio de impacto maior para a taxa de juros ao consumidor do que para a taxa básica de juros. O setor

de móveis e eletrodomésticos (mee) foi o que apresentou a menor diferença de tempo médio de impacto entre as duas taxas de juros, na ordem de 4 dias.

Na comparação das intensidades da causalidade das taxas de juros, o setor de hipermercados e supermercados (hes) mostrou-se o menos sensível à taxa básica de juros. O setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc) mostrou-se o mais sensível à taxa básica de juros. O setor de combustíveis e lubrificantes (cel) mostrou-se o menos sensível à taxa de juros ao consumidor e o setor de móveis e eletrodomésticos (mee) mostrou-se o mais sensível à taxa de juros ao consumidor.

O setor de móveis e eletrodomésticos (mee) foi o que apresentou a maior diferença de sensibilidade às taxas de juros, sendo mais sensível à taxa de juros ao consumidor. O setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc) apresentou a menor diferença de sensibilidade entre as duas taxas de juros, que resultaram rigorosamente similares. O único setor que resultou mais sensível à taxa básica de juros do que à taxa de juros ao consumidor foi o de combustíveis e lubrificantes (cel).

Outro aspecto da análise é a distribuição dos efeitos das taxas de juros no tempo. Embora os tempos e intensidade das duas taxas de juros tenham sido relativamente próximos em vários segmentos, os perfis de distribuição de impacto das taxas de juros resultaram bastante diferentes dentro de cada setor e entre os setores, como mostram as figuras 5.5 a 5.8. A análise do tempo de impacto das taxas de juros com base no tempo médio é uma informação relevante para avaliar a duração dos efeitos, mas a análise dos perfis de distribuição dos impactos revela os momentos em que os efeitos ocorrem.

No setor de combustíveis e lubrificantes (cel) o impacto da taxa básica de juros é pequeno nos três primeiros meses e concentra-se no quarto mês. O impacto da taxa de juros ao consumidor não é tão pequeno nos quatro primeiros meses, mas concentra-se no quinto mês. No setor de hipermercados e supermercados (hes) os efeitos das duas taxas de juros estão distribuídos nos quatro primeiros meses, com um pico no segundo mês para a taxa básica de juros e no terceiro mês para a taxa de juros ao consumidor. No setor de móveis e eletrodomésticos (mee) os efeitos da taxa básica de juros concentram-se no primeiro, segundo e quinto meses, enquanto os efeitos da taxa de juros ao consumidor estão mais concentrados no primeiro e quinto meses. No setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc) os efeitos da taxa

básica de juros concentram-se no segundo mês enquanto os efeitos da taxa de juros ao consumidor concentram-se no quinto mês.

Observa-se que as vendas desagregadas respondem de forma diferente à conjuntura econômica, não somente em relação aos tempos e intensidade da causalidade, mas também ao próprio conjunto de variáveis que estabelece as relações de causalidade. A identificação das razões para as diferenças encontradas requer uma investigação mais aprofundada das diferenças de uso das taxas de juros em cada segmento de vendas no varejo, possivelmente envolvendo a estrutura de financiamento, capital e giro e concessão de crédito de cada setor.

CAPÍTULO 6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo apresentado tratou como questão de pesquisa a avaliação do impacto das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre o comportamento das vendas no varejo. A questão foi analisada no contexto de uma conjuntura econômica, representada por um conjunto de agregados econômicos. Os agregados econômicos foram selecionados a partir de trabalhos tomados como referência, a partir de análise exploratória realizada na forma de construção de um modelo de previsão e com base em testes de causalidade de Granger aplicados sobre um VAR. O impacto foi mensurado por meio da intensidade da causalidade das taxas de juros e sua decomposição em defasagens e também pelo tempo médio de causalidade. O problema foi respondido quantitativamente e representado graficamente.

Os objetivos propostos para a realização da investigação foram atingidos por meio de três ensaios, relacionados entre si, que descrevem as etapas de realização da pesquisa. O primeiro ensaio selecionou um conjunto de variáveis por meio da construção de um modelo de previsão de vendas no varejo. O segundo ensaio construiu um sistema de equações a partir de um VAR e avaliou o impacto das taxas de juros sobre as vendas no varejo agregadas. A avaliação tomou como base a intensidade da causalidade de Granger das defasagens das taxas de juros e o tempo médio da causalidade. O terceiro ensaio aplicou o mesmo princípio de análise, desenvolvido no segundo ensaio, sobre quatro segmentos de vendas no varejo: combustíveis e lubrificantes; hipermercados e supermercados; móveis e eletrodomésticos; tecidos, vestuário e calçados.

As principais decisões metodológicas que permearam o desenvolvimento da pesquisa e implicaram a adoção de premissas e imposição de limitações ao alcance dos resultados foram:

- seleção de um universo de variáveis que representam a conjuntura econômica;
- construção de modelos autorregressivos multivariados com variáveis em nível;
- desconsideração de efeitos de realimentação contemporânea entre as variáveis em períodos mensais;
- análise da causalidade de Granger entre as variáveis.
- aplicação de restrições aos modelos autorregressivos para redução a sistemas de equações.
- avaliação do impacto das taxas de juros com base na intensidade e duração média da causalidade de Granger.

6.1. Síntese das conclusões

O conjunto de variáveis selecionadas para representar a conjuntura econômica mostrou-se relevante na determinação das vendas no varejo, corroborando a indicação de Ellis (2005). As duas taxas de juros, básica de juros da economia e ao consumidor, mostraram ter relação causal, no sentido de Granger, estatisticamente significativa sobre as vendas no varejo. Essa relação de causalidade foi recorrente em diversas variantes avaliadas no desenvolvimento do trabalho, o que reforça a robustez deste resultado.

Ambas as taxas apresentaram tempo médio de causalidade semelhante sobre as vendas agregadas no varejo. A diferença relevante foi na intensidade da causalidade, maior para a taxa de juros ao consumidor. Quanto à distribuição da causalidade no tempo, a causalidade da taxa básica de juros concentra-se no quarto e quinto meses e a causalidade da taxa de juros ao consumidor concentra-se no terceiro e quinto meses. Embora não seja possível uma comparação direta, esses resultados corroboram Fouto (2008, p. 96), que calculou a resposta das vendas no varejo a um impulso na taxa de juros ao consumidor. A resposta a impulso mostra que os efeitos praticamente desaparecem após o quinto mês.

A análise das vendas no varejo de quatro segmentos mostrou que há diferenças na resposta das vendas setoriais aos movimentos das taxas de juros, *i. e.*, no universo das vendas no varejo os segmentos respondem de forma diferente aos movimentos das taxas de juros.

No setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc) o tempo de impacto da taxa de juros ao consumidor resultou acentuadamente mais curto do que o tempo de impacto da taxa básica de juros. Os tempos médios de impacto das duas taxas de juros, embora semelhantes nos demais setores, resultaram mais longo no setor de combustíveis e lubrificantes (cel) e mais curto no setor de hipermercados e supermercados (hes), respectivamente.

No setor de móveis e eletrodomésticos (mee) a intensidade da causalidade da taxa de juros ao consumidor resultou acentuadamente maior do que a intensidade da taxa básica de juros. As intensidades da causalidade das duas taxas de juros, embora semelhantes nos demais setores,

resultaram menor no setor de combustíveis e lubrificantes (cel) e maior no setor de tecidos, vestuário e calçados (tvc), respectivamente.

A taxa de juros ao consumidor é mais relevante para o setor de tecidos vestuário e calçados (tvc). Os efeitos das taxas de juros ocorrem mais rapidamente no setor de móveis e eletrodomésticos (mee). O setor de combustíveis e lubrificantes é o menos sensível e de efeitos mais lentos em relação às duas taxas de juros, sendo o único mais sensível à taxa básica de juros do que à taxa de juros ao consumidor.

Um resultado secundário, que não constava nos objetivos do trabalho foi a presença da relação de causalidade da taxa de juros básica da economia sobre a taxa de juros ao consumidor. O resultado foi recorrente tanto na análise das vendas agregadas no varejo quanto na análise das vendas setoriais, a exceção das vendas de combustíveis e lubrificantes, onde essa relação apresentou-se no sentido inverso. A exploração desse resultado e as razões da exceção observada requerem um aprofundamento do estudo, envolvendo as estruturas de financiamento dos setores.

6.2. Contribuições do trabalho

A contribuição fundamental do estudo é no aprimoramento do conhecimento dos mecanismos que determinam a dinâmica das vendas no varejo em sua interdependência com a economia brasileira.

O trabalho é inédito na literatura brasileira, pois não é do conhecimento deste autor a existência de trabalho similar abordando taxas de juros básica da economia e taxa de juros ao consumidor e vendas agregadas e setoriais do varejo.

A contribuição concreta é a proposição de modelos representativos da dinâmica das vendas no varejo, mensurando tempos e intensidades da persistência da causalidade de Granger das taxas de juros básica da economia e ao consumidor sobre as vendas no varejo, agregadas e setoriais. O trabalho inspirou-se no conjunto de variáveis propostos em Ellis (2005), representados na figura 3.1, e validou um conjunto de indicadores da conjuntura econômica que influenciam as

vendas no varejo, quantificando as relações de causalidade do conjunto de variáveis econômicas investigadas.

6.3. Extensões e limitações do trabalho

A construção de teorias econômicas insere fatos estilizados na análise estatística, que são elementos que representam o conhecimento mais geral do fenômeno. Esse procedimento restringe vieses estatísticos, que muitas vezes podem derivar de particularidades da amostra observada, mas que não são intrínsecos ao fenômeno. Uma das dificuldades da análise econômica em níveis menos agregados, como as vendas no varejo avaliadas neste trabalho, é a ausência de uma teorias gerais explicativas de relações muito específicas. Por essa razão o trabalho buscou a avaliação mais estatística, procurando apoiar-se mais em informações fornecidas pelos próprios dados observados, ou, nos termos de Uhlig (2005), uma avaliação que busca ser mais agnóstica em relação ao fenômeno.

Os resultados apresentados não têm a pretensão de serem considerados definitivos. As interpretações apresentadas foram sínteses das evidências extraídas de uma amostra do comportamento das vendas no varejo, no período observado, com restrições inerentes aos métodos utilizados e disponibilidade de informações. Estas interpretações indicam a necessidade de submeter o assunto a investigações adicionais, como a estrutura de financiamento de cada segmento, o tipo de crédito mais utilizado nos diversos segmentos e a identificação da origem das diferenças de sensibilidade observadas. Um aprofundamento do estudo pode orientar expectativas mais precisas, em cada caso particular de administração e em cada segmento do varejo, que possam ser traduzidas em ações no sentido de utilizar, neutralizar ou intensificar as relações observadas de acordo com os objetivos de cada caso concreto.

A estabilidade no tempo dos resultados obtidos também é um aspecto ainda a ser investigado. A instabilidade no tempo pode indicar um erro de especificação do modelo representativo do DGP do fenômeno mas também pode ser consequência de fatores específicos, como quebras estruturais decorrentes da crise econômica internacional, mudanças na condução das políticas monetária, fiscal e cambial, que podem afetar as relações observadas.

Além dos aprofundamentos do estudo citados, o trabalho revelou outras abordagens que podem ser desenvolvidas. A validação do conjunto de variáveis determinantes das vendas no varejo pode ser estendido. Existe um potencial de síntese de um indicador antecedente de vendas, nos moldes dos indicadores de ciclo econômico. Também é possível uma análise por meio de modelos multivariados com a ampliação do universo de variáveis, mas dadas as limitações de tamanho das séries temporais disponíveis, necessariamente devem ser utilizadas técnicas de estimação Bayesianas.

O resultado da relação entre as taxas de juros básica da economia e ao consumidor também sugere retomar a investigação sobre os mecanismos de transmissão dos movimentos entre as duas taxas de juros, possivelmente incluindo o comportamento do *spread* bancário.

Uma das limitações decorrentes da metodologia é que a quantificação da causalidade não permite inferir a direção dos movimentos futuros da variável causada. Sob este aspecto a causalidade é mais importante como indicação da intensidade do impacto de uma variável sobre a outra. Uma análise de direção de movimentos requer a construção de modelos estruturais para análise de resposta a impulso, que apresenta também outras limitações, conforme discutido na fundamentação teórica, além de afastar a possibilidade de uma análise centrada nas informações obtidas dos dados.

Também é uma limitação da metodologia o horizonte da causalidade de um período à frente. Uma possível extensão complementar seria investigar a causalidade múltiplos períodos à frente.

A não inclusão da inflação como variável implica a premissa de que sua única influência sobre o fenômeno é a de distorção dos valores, sem influência sobre o comportamento do fenômeno. Um aprofundamento do estudo também pode investigar a relevância da inflação como fator causal das vendas no varejo, uma vez isolados seus efeitos sobre a renda e os preços. Outra variável relacionada a preços potencialmente importante, embora parcialmente refletida na inflação é o câmbio, pois altera a paridade do poder de compra, afetando o preço dos produtos do exterior, com potencial para afetar as vendas internas.

Por fim, as variáveis utilizadas foram selecionadas para representarem os conceitos de renda, investimento, produção, emprego, custo do dinheiro, mercado de capitais e vendas. Mas o

universo de séries temporais selecionadas que potencialmente podem representar esses conceitos é mais amplo. Entre outros fatores não considerados neste estudo, mais diretamente relacionados ao processo de venda que são potencialmente importantes, alguns deles já validados na literatura citada, estão a inadimplência, o prazo médio de concessão de crédito e o comprometimento da renda. A investigação de outras séries pode aperfeiçoar o vínculo entre o conceito e a informação disponível que melhor o representa.

REFERÊNCIAS

AHN, Sung K.; REINSEL, Gregory C. Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 85, n. 411, set 1990, p. 813-823.

ARTIS, Michael J.; BANERJEE, Anindya; MARCELLINO, Massimiliano. Factor Forecasts for the UK. *Journal of Forecasting*, n. 24, 2005, p. 279-298.

BANGSHAW, Michael L. Extension of Granger causality in multivariate time series models. Federal Reserve Bank of Cleveland, Working paper, 1983, 12 p.

BCB – Banco Central do Brasil. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>

Acesso em 14/12/2011.

BERNANKE, Ben S.; BOIVIN, Jean. Monetary policy in a data-rich environment. *Journal of Monetary Economics*, n. 50, 2003, p. 525-546.

BLANCHARD, Olivier. *Macroeconomics*, Boston: Prentice Hall, 2011, 5. ed. atualização, 636 p.

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym M.; REINSEL, Gregory C. *Time series analysis: forecasting and control*, New Jersey: Wiley, 1970, 4. ed., 784 p.

BRASIL ECONÔMICO, 03/04/2012. Taxa de juro ao consumidor resiste à queda da Selic. Disponível em: <<http://lifefpnews.wordpress.com/2012/04/03/taxa-de-juro-ao-consumidor-resiste-a-queda-da-selic/>>. Acesso em 12/03/2013.

BRASIL ECONÔMICO, 13/04/2012. Mantega eleva o tom e reforça "guerra santa" contra os spreads. Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/resenhaeletronica/MostraMateria.asp?page=&cod=801506>>. Acesso em 12/03/2013.

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda., 2008, 1. ed., 299 p.

CAMPBELL, John Y.; LO, Andrew W.; MACCKINLEY, A. Craig. The econometrics of financial markets. Princeton: Princeton University Press, 1997, 1. ed., 611 p.

CAPORALE, Guglielmo Maria; PITTIS, Nikitas. Causality and forecasting in incomplete systems. Journal of forecasting v. 16, 1997, p. 425-437.

CHEN, Wenkuan; ZHANG, Jianghong. Dynamic impact of interest rate policy on real estate market. Asian Social Science, v. 7, n. 10, out. 2011, p. 188-194.

CHIGIRA, Hiroaki; YAMAMOTO, Taku. Forecasting in large cointegrated processes. Journal of Forecasting, n. 28, 2009, p. 631-650

CLARK, Todd. Forecasting an aggregate of cointegrated disaggregates. Journal of Forecasting, n. 19, 2000, p. 1-21.

CLEMENTS, Michael P.; HENDRY, David F. Forecasting economic time series. Cambridge: Cambridge University Press, 1. ed., 1998, 368 p.

CLEMENTS, Michael P.; HENDRY, David F. Forecasting non-stationary time series. Massachusetts: MIT Press, 2001, 1. ed. 362 p.

DAS, Sonali; GUPTA, Rangan; TIPOY, Christian K.. Could we have predicted the recent downturn in home sales of the four US census regions? Journal of Housing Research, v. 19, n. 2, 2010, p. 111-128.

DIEBOLD, Francis X. Elements of forecasting. Ohio: Thomson, 2007. 4. ed. 366 p.

DOLADO, Juan J.; LÜTKEHPOL, Helmut. Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews*, v. 15, n. 4, 1996, p. 369-386.

DUFOUR, Jean-Marie; RENAULT, Eric. Short run and long run causality in time series: theory. *Econometrica*, v. 66, n. 5, set. 1998, p. 1099-1125.

DUFOUR, Jean-Marie; PELLETIER, Denis; RENAULT, Eric. Short run and long run causality in time series: inference. *Journal of Econometrics*, n. 132, 2006, p. 337–362.

ELLIS, Diane. The effect of consumer interest rate deregulation on credit card volumes, charge-offs, and the personal bankruptcy rate. *Bank Trends*, n. 98-5, mar. 1998, p. 1-11.

ELLIS, Joseph H. *Ahead of the curve*. Boston: Harvard Business School Press, 2005. 1. ed., 276 p.

ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. New Jersey: Wiley & Sons, 2004, 1. ed., 460 p.

ENGSTED, Tom; HALDRUP, Niels; SILIVERSTOVS, Boriss. Long run forecasting in multicointegrated systems. *Journal of Forecasting*, n. 23, 2004, p. 315-335.

FECOMERCIO SP. Federação do Comércio de Bens, Serviços e Turismo do Estado de São Paulo. *A economia brasileira e o comércio varejista: diagnósticos e tendências*, 2012. Disponível em: http://www.fecomercio.com.br/arquivos/arquivo/balanco_2012_perspectivas_2013_aeo9hwaaam.pdf. Acesso em: 22/05/2013.

FILARDO, Andrew J. Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 12, n.3, 1994, p. 299-308.

FOUTO, Nuno Manoel, Martins Dias. *Mercado de consumo: evolução e determinantes do volume de vendas: uma análise do período pós real*. São Paulo, 2008. Tese de Doutorado - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

GELPER, Sarah; LEMMENS, Aurélie; CROUX, Christophe. Consumer sentiment and consumer spending: decomposing the Granger causal relationship in the time domain. *Applied Economics*, n.1, v.31, 2007, p-1-11.

GOURIEROUX, Christian; MONFORT, Alain. *Time Series and Dynamic Models*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997, 1. ed., 668 p.

GRANGER, C. W. J.. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, 1969, p. 424-438.

GULATI , Chandra M.; McCRAE , Michael; LIN, Yan-Xia; PAVLIK , Daniel. Can cointegration-based forecasting outperform univariate models? An application to Asian exchange rates. *Journal of Forecasting*, n. 21, 2002, p. 355–380.

HAMILTON, James D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994, 1. ed., 799 p.

HENDRY, David F. *Dynamic Econometrics*. New York: Oxford University Press, 1995, 1. ed., 869 p.

HO, Mun S.; SORENSEN, Bent E. Finding cointegration rank in high dimensional systems using the Johansen test: An illustration using data based Monte Carlo simulations. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 4, nov. 1996, p. 726-732.

HOGARTH, Jeanne M.; LEE, Jimkook. The price of money: consumers' understanding of APRs and contract interest rates. *Journal of Public Policy and Marketing*, n. 1, v. 18, 1999, p. 66-76.

HYLLEBERG, Svend. *Modelling Seasonality*. Oxford: Oxford University Press, 1992, 1. ed., 476 p.

HYMANS, Saul H.; GREENSPAN, Alan; SHISKIN, Julius; EARLY, John. On the Use of Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1973, n. 2, 1973, p. 339-384.

HYNDMAN, Rob J.; MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C. *Forecasting: methods and applications*. New York: Wiley, 1998, 3. ed., 642 p.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 22/05/2013.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sals de Imprensa. Disponível em: <<http://saladeimprensa.ibge.gov.br/noticias?view=noticia&id=1&busca=1&idnoticia=2329>>. Acesso em: 22/05/2013.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 12/12/2011.

JOSEPH, Nathan Lael. Model specification and forecasting foreign exchange rates with vector autoregressions. *Journal of Forecasting* n. 20, 2001, p. 451-484.

KLING, John L. Predicting the Turning Points of Business and Economic Time Series. *The Journal of Business*, v. 60, n. 2, Abr. 1987, p. 201-238.

KNIGHT, Frank H. *Risk, Uncertainty, and Profit*. Boston: Hart, Schaffner & Marx; Houghton Mifflin Co, 1921, 1. ed. Disponível em: <<http://www.econlib.org/library/Knight/knRUP.html>>. Acesso em 27/09/2012.

KOROBILIS, Dimitris. Forecasting in vector autoregressions with many predictors. Working paper, 2008, p- 1-30.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B., SCHMIDT, Peter, SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, 1992, p. 159-178.

LAHIRI, Kajal; MOORE, Geoffrey H. Leading economic indicators. Cambridge: Cambridge University Press, 1991, 1. ed, 464 p.

LUNDHOLM , Russell J.; MCVAY, Sarah E.; RANDALL, Taylor. Forecasting Sales: A Model and Some Evidence from the Retail Industry. Working paper, 2010.

LÜTKEHPOL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. Applied Time Series Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press, 2004, 1. ed, 323 p.

LÜTKEHPOL, Helmut; POSKITT, D. S. Testing for causation using infinite order vector autoregressive processes. *Econometric Theory*, n. 12, 1996, p. 61-87.

LÜTKEHPOL, Helmut. New Introduction to multiple time series analysis. Berlin: Springer-Verlag, 2006, 1. ed, 764 p.

MANTALOS, Panagiotis; SHUKUR, Ghazi. A simple investigation of the Granger-causality test in integrated-cointegrated VAR systems. *Journal of Applied Statistics*, v. 27, n. 8, 2000, p. 1021-1031.

MARRERO, Gustavo A. Traditional versus unobserved components method to forecast quarterly national account aggregates. *Journal of Forecasting* n. 26, 2007, p. 129-153.

MISHKIN, Frederic S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. NBER (National Bureau of Economic Research), working paper, 1996, p. 1-27.

NEFTCI, Salih N. Lead-lag relations, exogeneity and prediction of economic time series. *Econometrica*, v. 47, n. 1, jan., 1979, p. 101-113.

NEFTCI, Salih N. Optimal predictions of cyclical downturns. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 4, 1982, p. 225-241.

O ESTADO DE SÃO PAULO, 28/03/2012. Os bancos poderiam reduzir já as taxas de juros. Disponível em: <<http://www.estadao.com.br/noticias/impresso,os-bancos-poderiam--reduzir-ja-as-taxas-de-juro-,854334,0.htm>>. Acesso em 12/03/2013.

O ESTADO DE SÃO PAULO, 20/04/2012. Governo cobra mais agressividade do BB. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br/noticias/economia,governo-cobra-mais-agressividade-do-bb,110582,0.htm>>. Acesso em 12/03/2013.

O ESTADO DE SÃO PAULO, 27/04/2012. Bancos que comprarem concorrentes serão obrigados pelo BC a baixar tarifas. Disponível em: <<http://www.estadao.com.br/noticias/impresso,bancos-que-comprarem-concorrentes-serao-obrigados-pelo-bc-a-baixar-tarifas,865928,0.htm>>. Acesso em 12/03/2013.

O GLOBO, 02/04/2012. BC reduz juros, mas bancos ganham mais. Disponível em <<https://conteudoclipppingmp.planejamento.gov.br/cadastros/noticias/2012/4/2/bc-reduz-juro-mas-bancos-ganham-mais/>>. Acesso em 12/03/2013.

SIMS, Christopher. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, jan. 1980, p. 1-48.

SPANOS, Aris. Probability theory and statistical inference: econometric modeling with observational data. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. 1. ed., 815 p.

TOBIN, James. Library of Economics and Liberty. Disponível em: <<http://www.econlib.org/library/Enc/MonetaryPolicy.html>>. Acesso em 22/05/2012.

UHLIG, Harald. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, n. 52, 2005, p. 381–419.

VALOR ECONÔMICO, 05/04/2012. BB inicia ofensiva para reduzir spreads dos bancos. Disponível em: <<https://conteudoclipppingmp.planejamento.gov.br/cadastros/noticias/2012/4/5/bb-inicia-a-ofensiva-para-reduzir-spread-dos-bancos/>>. Acesso em 12/03/2013.

VALOR ECONÔMICO, 23/05/2012. A polêmica sobre os spreads. Disponível em: <<https://conteudoclipppingmp.planejamento.gov.br/cadastros/noticias/2012/5/23/a-polemica-sobre-os-spreads>>. Acesso em 12/03/2013.

WENDY, Edelberg. Risk-based pricing of interest rates for consumer loans. *Journal of Monetary Economics*, n. 53, 2006, p. 2283–2298.

APÊNDICES

APÊNDICE A – SÉRIES TEMPORAIS

A.1. Descrição das séries temporais

INFLAÇÃO

Índice de preços ao consumidor que representa a perda de valor real das variáveis representadas por valores nominais.

ipca: índice de preços.

Série de Origem

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) – 433 Índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) Var. % mensal M IBGE. Período: jan/2000 – out/2012.

Tratamento

A série original de variação mensal do índice foi composta na forma de índice acumulado, transformada em taxa contínua pela aplicação de logaritmo natural e utilizada para deflacionar variáveis nominais.

EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO

Expectativa do índice de preços ao consumidor (série ipca) para o mês seguinte, assumida como sendo a referência para a determinação das taxas de juros nominais pelos agentes econômicos.

ipca: expectativa do índice de preços para o próximo mês.

Série de Origem

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) – Expectativas de Mercado Focus – IPCA Mediana var% próximo mês. Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série original foi transformada em taxa contínua pela aplicação de logaritmo natural e foi utilizada para transformação das taxas de juros nominais mensais em taxas de juros reais mensais.

CRÉDITO

Variação no nível do estoque de crédito com recursos livres para pessoa física. É a variação do nível de endividamento dos consumidores que representa a renda adicional do consumidor proporcionada pelo mecanismo de crédito.

cpffd: variação no estoque de operações de crédito pessoa física

Série de Origem

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) – 3960 Saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros – Total pessoa física u.m.c. (mil).

Período: jun/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado. Foi utilizada a primeira diferença para representar a variação no estoque de crédito.

EMPREGO

Nível de desemprego na economia ou no mercado de trabalho, que representa a taxa de desocupação da força de trabalho.

emp: taxa de desemprego.

Série de Origem

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 2173 – Pessoas de 10 anos ou mais de idade, desocupadas na semana de referência, em relação ao total de pessoas em idade ativa (Percentual). Período: mar/2002 - out/2012. Metodologia nova, a partir de março de 2002.

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 14 - Taxa de desemprego aberto – 30 dias (série encerrada) (Percentual). Metodologia antiga. Período: jan/2000 - nov/2002.

Tratamento

Os 26 primeiros meses da série foram tomados da metodologia antiga e ajustados pela proporção média entre os meses com valores sobrepostos nas duas metodologias, para compatibilizar a escala das séries e cobrir o período compatível com as demais séries. A série foi transformada em taxa contínua pela aplicação de logaritmo natural.

INVESTIMENTO

Consumo de bens de capital que representa a formação bruta de capital fixo ou volume de investimento na produção.

fbk: investimento.

Série de Origem

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – Capital fixo – formação bruta - consumo aparente de máquinas – índice encadeado (média 1996 = 100) – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – GAC12_FBKFCAMI12. Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

RENDIA

Índice da folha de pagamento da indústria ou massa de rendimentos do trabalho na indústria, que representa a renda do consumidor.

fpi: renda do consumidor.

Série de Origem

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – Folha de pagamentos - indústria - índice (média 2006 = 100) – SP – Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (Fiesp) – FIESP12_TFPN12. Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

MERCADO DE CAPITAIS

Índice da bolsa de valores que representa o valor das empresas no mercado de capitais.

ibv: índice do mercado de capitais, índice BOVESPA.

Série de Origem

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) – 7845 Bovespa - índice mensal Pontos M BM&FBOVESPA. Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

VENDAS NO VAREJO

Índice de receita nominal de vendas no varejo, que representa o valor das vendas.

ivv: vendas no varejo.

Série de Origem

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 3416 – Índices de volume e de receita nominal de vendas no comércio varejista, por tipos de índice (2011 = 100) - Índice de receita nominal de vendas no comércio varejista (Número índice). Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

PRODUÇÃO

Índice quantum de produção industrial que representa o volume de produção.

pid: produção industrial.

Série de Origem:

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – Produção industrial - bens de consumo - quantum - índice (média 2002 = 100) – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF) - PIMPFN12_QIBCT12. Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural.

TAXA DE JUROS BÁSICA DA ECONOMIA

Taxa básica de juros da economia que representa a referência de custo do capital na economia.

sel: taxa SELIC que é a taxa de negociação dos títulos públicos.

Série de Origem

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) – 4189 Selic acumulada no mês anualizada % a.a. M BCB. Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada em taxa contínua pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pela expectativa do IPCA para o mês seguinte.

TAXA DE JUROS AO CONSUMIDOR

Taxa de juros disponível para pessoa física, que representa a taxa de juros ao consumidor. **txc**: – taxa de juros de operações de crédito com recursos livres para pessoa física.

Série de Origem

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) – 3953 Taxa média mensal (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - Total pessoa física % a.a. M BCB. Período: jan/2000 - out/2011.

Tratamento

A série foi transformada em taxa contínua pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pela expectativa do IPCA para o mês seguinte.

VENDAS NO VAREJO COMBUSTÍVEIS E LUBRIFICANTES

Índice de receita nominal de vendas de combustíveis e lubrificantes no varejo.

cel: vendas no varejo – combustíveis e lubrificantes.

Série de Origem

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 3418 – Índices de volume e de receita nominal de vendas no comércio varejista, por tipos de índice e atividades (2011 = 100) - Combustíveis e lubrificantes (Número índice). Período: jan/2000 - out/2011.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

VENDAS NO VAREJO HIPERMERCADOS E SUPERMERCADOS

Índice de receita nominal de vendas de hipermercados e supermercados.

hes: vendas no varejo – hipermercados e supermercados.

Série de Origem

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 3418 – Índices de volume e de receita nominal de vendas no comércio varejista, por tipos de índice e atividades (2011 = 100) – Hipermercados e supermercados (Número índice). Período: jan/2000 - out/2011.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

VENDAS NO VAREJO MÓVEIS E ELETRODOMÉSTICOS – receita nominal

Índice de receita nominal de vendas de móveis e eletrodomésticos no varejo.

mee: vendas no varejo – móveis e eletrodomésticos.

Série de Origem

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 3418 – Índices de volume e de receita nominal de vendas no comércio varejista, por tipos de índice e atividades (2011 = 100) - Móveis e eletrodomésticos (Número índice). Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

VENDAS NO VAREJO TECIDOS VESTUÁRIO E CALÇADOS

Índice de receita nominal de vendas de tecidos vestuário e calçados no varejo.

tv: vendas no varejo – tecidos vestuário e calçados.

Série de Origem

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Tabela 3418 – Índices de volume e de receita nominal de vendas no comércio varejista, por tipos de índice e atividades (2011 = 100) – Tecidos, vestuário e calçados (Número índice). Período: jan/2000 - out/2012.

Tratamento

A série foi transformada pela aplicação de logaritmo natural e deflacionada pelo IPCA acumulado.

A.2. Gráficos das séries temporais

Gráficos das séries temporais no período jan/2000 – out/2012

Figura A.1 – Gráficos das séries temporais

APÊNDICE B – MODELOS DE PREVISÃO DE VENDAS

B.1. Testes de raiz unitária

Resultados dos testes de raiz unitária aplicados às variáveis crédito (cpffd), taxa de emprego (emp), investimento (fbk), renda (fpi), mercado de capitais (ibv), vendas (ivv) e produção (pid) e taxa de juros (txc). Os testes foram realizados segundo o método proposto por Enders (2004, p. 156-238).

Tabela B.1 – Testes de raiz unitária em nível

(a) – variável cpffd / crédito

VARIÁVEL	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER						
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 147 obs		ESTATÍSTICA	RESULTADO	
CPFFD nível	3.2 / p = 5	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\tau}$	1%	-2,5796	-3,4217	rej RU 1%	
			5%	-1,9420			
			10%	-1,6168			
	2.2 / p = 5	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\mu}$	1%	-3,4757	-3,5548	rej RU 1%	
			5%	-2,8811			
			10%	-2,5771			
	1.2 / p = 5	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-4,0228	-3,1962	rej RU 10%	
			5%	-3,4409			
			10%	-3,1447			
	TESTES KPSS – KWIA TKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN						
	MODELO		VALOR CRÍTICO 153 obs		ESTATÍSTICA	RESULTADO	
	intercepto e tendência		1%	0,2160	0,1380	rej EST 10%	
			5%	0,1460			
			10%	0,1190			
	intercepto		1%	0,7390	0,3369	n rej EST 10%	
5%			0,4630				
10%			0,3470				
TESTES PP – PHILLIPS-PERRON							
MODELO		VALOR CRÍTICO 152 obs		ESTATÍSTICA	RESULTADO		
sem intercepto e sem tendência		1%	-2,5803	-1,6578	rej RU 10%		
		5%	-1,9429				
		10%	-1,6153				

(b) – variável fbk / investimento

VARIÁVEL FBK nível	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER					
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 151 obs		ESTATÍSTICA	RESULTADO
	3.2 – p = 1	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\tau}$	1%	-4,0212	-2,0258	n rej RU 10%
			5%	-3,4401		
			10%	-3,1442		
		$(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0) \therefore \phi_3$	10%	5,39	2,1202	n rej 10%
	2.2 – p = 1	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\mu}$	1%	-3,4745	-2,0322	n rej RU 10%
			5%	-2,8806		
			10%	-2,5768		
		$(\alpha, \gamma) = (0, 0) \therefore \phi_1$	10%	3,81	2,0649	n rej 10%
	TESTES KPSS – KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN					
	MODELO		VALOR CRÍTICO 153 obs		ESTATÍSTICA	RESULTADO
intercepto e tendência		1%	0,2160	0,2270	rej EST 1%	
		5%	0,1460			
		10%	0,1190			
intercepto		1%	0,7390	0,2239	n rej EST 10%	
		5%	0,4630			
		10%	0,3470			

(c) – variável fpi / renda

VARIÁVEL FPI nível	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER				
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 150 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
3.2 – p = 2	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\tau}$	1%	-4,0216	-2,2954	n rej RU 10%
		5%	-3,4403		
		10%	-3,1444		
	$(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0) \therefore \phi_3$	10%	5,39	1,5857	n rej 10%
2.2 – p = 2	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\mu}$	1%	-3,4748	0,5721	n rej RU 10%
		5%	-2,8807		
		10%	-2,5769		
	$(\alpha, \gamma) = (0, 0) \therefore \phi_1$	10%	3,81	0,1636	n rej 10%
TESTES KPSS – KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN					
	MODELO		VALOR CRÍTICO 153 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
intercepto e tendência		1%	0,2160	0,1988	rej EST 5%
		5%	0,1460		
		10%	0,1190		
intercepto		1%	0,7390	1,2962	rej EST 1%
		5%	0,4630		
		10%	0,3470		

(d) – variável ibv / mercado de capitais

VARIÁVEL IBV nível	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER				
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 151 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
3.2 – p = 1	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\tau}$	1%	-4,0204	-2,1758	n rej RU 10%
		5%	-3,4398		
		10%	-3,1440		
	$(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0) \therefore \phi_3$	10%	5,39	0,6884	n rej 10%
2.2 – p = 1	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\mu}$	1%	-3,4740	-1,1233	n rej RU 10%
		5%	-2,8804		
		10%	-2,5767		
	$(\alpha, \gamma) = (0, 0) \therefore \phi_1$	10%	3,81	0,6309	n rej 10%
TESTES KPSS – KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN					
	MODELO		VALOR CRÍTICO 153 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
intercepto e tendência		1%	0,2160	0,1570	rej EST 5%
		5%	0,1460		
		10%	0,1190		
intercepto		1%	0,3900	1,1295	rej EST 1%
		5%	0,4630		
		10%	0,3470		

(e) – variável ivv / vendas no varejo

VARIÁVEL PID nível	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER				
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 150 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
3.2 – p = 2	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\tau}$	1%	-4,0216	-2,7648	n rej RU 10%
		5%	-3,4403		
		10%	-3,1444		
	$(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0) \therefore \phi_3$		5,39	2,0119	n rej 10%
2.2 – p = 2	$(\gamma) = (0) \therefore \tau_{\mu}$	1%	-3,4748	-1,5465	n rej RU 10%
		5%	-2,8807		
		10%	-2,5769		
	$(\alpha, \gamma) = (0, 0) \therefore \phi_1$		3,81	1,1959	rej 10%
TESTES KPSS – KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN					
	MODELO		VALOR CRÍTICO 153 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
intercepto e tendência		1%	0,2160	0,0950	n rej EST 10%
		5%	0,1460		
		10%	0,1190		
intercepto		1%	0,7390	1,5362	rej EST 1%
		5%	0,4630		
		10%	0,3470		

(f) – variável pid / produção

VARIÁVEL IVV nível	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER				
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 150 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
	3.2 – p = 2	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-4,0216	n rej RU 10%
			5%	-3,4403	
			10%	-3,1444	
		$(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0) \therefore \phi_3$	10%	5,39	rej 10%
		$(\gamma) = (0) \therefore t$	10%	p-value	rej RU 5%
	2.2 – p = 2	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$ μ	1%	-3,4748	n rej RU 10%
			5%	-2,8807	
			10%	-2,5769	
		$(\alpha, \gamma) = (0, 0) \therefore \phi_1$	10%	3,81	n rej 10%
	TESTES KPSS – KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN				
	MODELO		VALOR CRÍTICO 153 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
	intercepto e tendência		1%	0,2160	rej EST 1%
			5%	0,1460	
			10%	0,1190	
	intercepto		1%	0,7390	rej EST 1%
			5%	0,4630	
			10%	0,3470	

(g) – variável emp / desemprego

VARIÁVEL	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER				
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 149 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
EMP nível	1.2 / p = 3	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5794	n rej RU 10%
			5%	-1,9420	
			10%	-1,6168	
	MODELO		CRÍTICO 141	ESTATÍSTICA	RESULTADO
	TESTES PP – PHILLIPS-PERRON				
	sem intercepto e sem tendência		1%	-2,5803	rej RU 10%
			5%	-1,9429	
			10%	-1,6153	

(h) – variável txc

VARIÁVEL	TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER				
	MODELO / DEFASAGENS	COEF / HIPÓTESE / EST	VALOR CRÍTICO 150 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
TXC nível	1.2 / p = 1	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5793	n rej RU 10%
			5%	-1,9420	
			10%	-1,6168	
	MODELO		VALOR CRÍTICO 152 obs	ESTATÍSTICA	RESULTADO
	TESTES PP – PHILLIPS-PERRON				
sem intercepto e sem tendência		1%	-2,5803	rej RU 5%	
		5%	-1,9429		
		10%	-1,6153		

Tabela B.2 – Testes de raiz unitária em primeira diferença para as variáveis integradas

TESTES ADF - AUGMENTED DICKEY-FULLER						
VARIÁVEL	MODELO / DEFASAGENS	COEFICIENTES HIPÓTESE / ESTATÍSTICA	VALOR CRÍTICO	ESTATÍSTICA	RESULTADO	
FBK 1. diferença	1.1 / p = 1 / 150 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5793	-12,1284	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		
FPI 1. diferença	1.1 / p = 2 / 149 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5794	-8,4939	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		
IBV 1. diferença	1.1 / p = 1 / 150 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5793	-7,8973	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		
IVV 1. diferença	1.1 / p = 2 / 149 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5794	-7,9806	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		
PID 1. diferença	1.1 / p = 2 / 149 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5794	-7,3342	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		
EMP 1. diferença	1.1 / p = 3 / 148 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5795	-5,4322	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		
TXC 1. diferença	1.1 / p = 2 / 149 obs	$(\gamma) = (0) \therefore \tau$	1%	-2,5794	-8,5520	rej RU 1%
			5%	-1,9420		
			10%	-1,6168		

B.2. Dados de estimação do VAR

As tabelas B.3, B.4, B.5, B.5 e B.7 apresentam os resultados obtidos nos testes de avaliação da ordem do VAR e da congruência do modelo quanto às características dos resíduos.

Tabela B.3 – Ordem de defasagens de acordo com critérios de informação

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: CPFFD EMP FBK FPI IBV IVV PID TXC
 Exogenous variables: C D02 D03 D04 D05 D06 D07 D08 D09 D10 D11 D12
 Date: 01/15/13 Time: 15:17
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 141

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2103.520	NA	5.96e-23	-28.47546	-26.46779	-27.65961
1	2999.790	1538.279	4.50e-28	-40.28071	-36.93459*	-38.92096
2	3104.800	168.3139	2.59e-28	-40.86241	-36.17785	-38.95877*
3	3187.644	123.3856*	2.08e-28*	-41.12971	-35.10671	-38.68217
4	3231.506	60.34819	3.00e-28	-40.84405	-33.48261	-37.85262
5	3296.468	82.00953	3.33e-28	-40.85771	-32.15782	-37.32237
6	3349.126	60.50079	4.64e-28	-40.69683	-30.65850	-36.61760
7	3423.378	76.88424	5.08e-28	-40.84224	-29.46546	-36.21911
8	3478.567	50.88349	7.94e-28	-40.71726	-28.00204	-35.55023
9	3544.373	53.20479	1.19e-27	-40.74287	-26.68921	-35.03195
10	3656.667	78.04858	1.08e-27	-41.42790	-26.03579	-35.17308
11	3782.414	73.12975	9.85e-28	-42.30375	-25.57320	-35.50503
12	3909.272	59.38006	1.20e-27	-43.19534*	-25.12635	-35.85273

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela B.5 – Testes de autocorrelação dos resíduos

(a) modelo com 3 defasagens

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 01/15/13 Time: 15:37
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 150

Lags	LM-Stat	Prob
1	187.3507	0.0000
2	122.7048	0.0000
3	69.10355	0.3092
4	79.40602	0.0928
5	67.85175	0.3473
6	54.35640	0.7995
7	49.38709	0.9107
8	51.02033	0.8801
9	54.49840	0.7955
10	64.67558	0.4529
11	66.75903	0.3824
12	59.43072	0.6385

Probs from chi-square with 64 df.

(b) modelo com 4 defasagens

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 01/15/13 Time: 15:36
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 149

Lags	LM-Stat	Prob
1	91.66585	0.0133
2	82.73352	0.0576
3	76.85066	0.1301
4	62.41020	0.5329
5	86.88643	0.0301
6	68.33539	0.3323
7	69.04940	0.3108
8	51.41299	0.8719
9	52.99609	0.8352
10	67.08916	0.3716
11	68.41567	0.3299
12	71.65987	0.2388

Probs from chi-square with 64 df.

(c) modelo com 5 defasagens

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 01/15/13 Time: 15:34
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 148

Lags	LM-Stat	Prob
1	74.82864	0.1670
2	75.63596	0.1515
3	70.00147	0.2832
4	60.49775	0.6011
5	73.59995	0.1928
6	71.93049	0.2320
7	63.49546	0.4943
8	56.31931	0.7417
9	52.61376	0.8445
10	55.52090	0.7660
11	65.55382	0.4227
12	80.70245	0.0775

Probs from chi-square with 64 df.

Tabela B.6 – Testes de heteroscedasticidade dos resíduos

(a) modelo com 3 defasagens

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 01/15/13 Time: 15:38
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 150

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
2380.061	2124	0.0001			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(59,90)	Prob.	Chi-sq(59)	Prob.
res1*res1	0.745091	4.458772	0.0000	111.7637	0.0000
res2*res2	0.405705	1.041355	0.4258	60.85574	0.4089
res3*res3	0.521480	1.662374	0.0146	78.22205	0.0477
res4*res4	0.441422	1.205482	0.2098	66.21330	0.2421
res5*res5	0.422671	1.116783	0.3146	63.40058	0.3240
res6*res6	0.447018	1.233120	0.1831	67.05276	0.2204
res7*res7	0.395400	0.997605	0.4975	59.30995	0.4642
res8*res8	0.469321	1.349053	0.0991	70.39818	0.1471
res2*res1	0.501700	1.535832	0.0328	75.25500	0.0753
res3*res1	0.435161	1.175209	0.2422	65.27410	0.2679
res3*res2	0.423499	1.120580	0.3095	63.52486	0.3201
res4*res1	0.587914	2.176286	0.0004	88.18705	0.0082
res4*res2	0.443870	1.217504	0.1978	66.58052	0.2324
res4*res3	0.336148	0.772413	0.8552	50.42221	0.7792
res5*res1	0.496527	1.504382	0.0398	74.47912	0.0843
res5*res2	0.406446	1.044560	0.4207	60.96692	0.4050
res5*res3	0.491065	1.471860	0.0485	73.65970	0.0948
res5*res4	0.284496	0.606534	0.9794	42.67442	0.9459
res6*res1	0.472966	1.368934	0.0886	70.94497	0.1371
res6*res2	0.410069	1.060341	0.3961	61.51029	0.3863
res6*res3	0.402415	1.027225	0.4485	60.36232	0.4263
res6*res4	0.403733	1.032868	0.4393	60.56002	0.4193
res6*res5	0.517205	1.634146	0.0175	77.58079	0.0528
res7*res1	0.520946	1.658820	0.0149	78.14195	0.0484
res7*res2	0.386555	0.961229	0.5595	57.98332	0.5130
res7*res3	0.369468	0.893839	0.6750	55.42013	0.6082
res7*res4	0.381333	0.940239	0.5957	57.19999	0.5421
res7*res5	0.562728	1.963079	0.0019	84.40923	0.0167
res7*res6	0.438455	1.191050	0.2248	65.76818	0.2541
res8*res1	0.552106	1.880342	0.0034	82.81583	0.0221
res8*res2	0.471990	1.363584	0.0913	70.79856	0.1397
res8*res3	0.377064	0.923341	0.6248	56.55961	0.5660
res8*res4	0.475204	1.381272	0.0826	71.28053	0.1312
res8*res5	0.496608	1.504864	0.0397	74.49115	0.0842
res8*res6	0.512053	1.600783	0.0217	76.80792	0.0596
res8*res7	0.413668	1.076213	0.3721	62.05015	0.3680

(b) modelo com 4 defasagens

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 01/15/13 Time: 15:37
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 149

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
2898.733	2700	0.0040			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(75,73)	Prob.	Chi-sq(75)	Prob.
res1*res1	0.583281	1.362375	0.0933	86.90891	0.1638
res2*res2	0.528144	1.089442	0.3572	78.69344	0.3628
res3*res3	0.643369	1.755908	0.0083	95.86192	0.0526
res4*res4	0.682744	2.094643	0.0009	101.7289	0.0217
res5*res5	0.486791	0.923228	0.6344	72.53179	0.5593
res6*res6	0.562890	1.253415	0.1671	83.87066	0.2262
res7*res7	0.469182	0.860315	0.7408	69.90815	0.6446
res8*res8	0.626675	1.633868	0.0183	93.37457	0.0741
res2*res1	0.593620	1.421798	0.0665	88.44939	0.1373
res3*res1	0.418909	0.701678	0.9353	62.41750	0.8499
res3*res2	0.481864	0.905196	0.6657	71.79777	0.5834
res4*res1	0.557674	1.227156	0.1907	83.09344	0.2443
res4*res2	0.525521	1.078040	0.3741	78.30264	0.3745
res4*res3	0.508548	1.007191	0.4882	75.77362	0.4533
res5*res1	0.542576	1.154523	0.2695	80.84378	0.3017
res5*res2	0.466589	0.851403	0.7550	69.52183	0.6568
res5*res3	0.554143	1.209730	0.2078	82.56736	0.2571
res5*res4	0.379388	0.595012	0.9867	56.52885	0.9450
res6*res1	0.596469	1.438709	0.0603	88.87391	0.1307
res6*res2	0.464956	0.845831	0.7638	69.27842	0.6645
res6*res3	0.494034	0.950380	0.5868	73.61109	0.5237
res6*res4	0.533760	1.114291	0.3218	79.53029	0.3384
res6*res5	0.570582	1.293298	0.1358	85.01665	0.2010
res7*res1	0.690138	2.167854	0.0005	102.8306	0.0182
res7*res2	0.472041	0.870244	0.7246	70.33408	0.6310
res7*res3	0.502688	0.983856	0.5282	74.90056	0.4815
res7*res4	0.465947	0.849207	0.7585	69.42608	0.6599
res7*res5	0.636763	1.706276	0.0115	94.87769	0.0604
res7*res6	0.515355	1.035008	0.4418	76.78784	0.4211
res8*res1	0.546994	1.175276	0.2449	81.50208	0.2842
res8*res2	0.566391	1.271391	0.1524	84.39222	0.2145
res8*res3	0.485686	0.919156	0.6415	72.36727	0.5647
res8*res4	0.555492	1.216352	0.2012	82.76825	0.2522
res8*res5	0.653162	1.832975	0.0050	97.32119	0.0426
res8*res6	0.584277	1.367970	0.0904	87.05728	0.1611
res8*res7	0.479864	0.897972	0.6781	71.49972	0.5932

(c) modelo com 5 defasagens

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 01/15/13 Time: 15:35
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 148

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
3389.605	3276	0.0814			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(91,56)	Prob.	Chi-sq(91)	Prob.
res1*res1	0.638782	1.088251	0.3705	94.53966	0.3789
res2*res2	0.560950	0.786244	0.8474	83.02066	0.7122
res3*res3	0.690203	1.371030	0.1018	102.1501	0.1994
res4*res4	0.767799	2.034844	0.0024	113.6343	0.0543
res5*res5	0.563912	0.795762	0.8351	83.45892	0.7004
res6*res6	0.654530	1.165910	0.2697	96.87037	0.3173
res7*res7	0.629540	1.045754	0.4340	93.17199	0.4172
res8*res8	0.744079	1.789203	0.0100	110.1237	0.0842
res2*res1	0.640587	1.096808	0.3584	94.80684	0.3716
res3*res1	0.583783	0.863133	0.7367	86.39983	0.6169
res3*res2	0.606050	0.946705	0.5975	89.69545	0.5190
res4*res1	0.590270	0.886543	0.6988	87.35998	0.5886
res4*res2	0.622625	1.015311	0.4825	92.14844	0.4466
res4*res3	0.590523	0.887469	0.6973	87.39735	0.5875
res5*res1	0.634884	1.070067	0.3970	93.96290	0.3949
res5*res2	0.521288	0.670116	0.9555	77.15060	0.8494
res5*res3	0.716388	1.554424	0.0381	106.0254	0.1342
res5*res4	0.470791	0.547454	0.9948	69.67710	0.9529
res6*res1	0.605035	0.942689	0.6043	89.54518	0.5235
res6*res2	0.651124	1.148522	0.2905	96.36637	0.3302
res6*res3	0.596646	0.910286	0.6593	88.30366	0.5605
res6*res4	0.567453	0.807314	0.8196	83.98299	0.6859
res6*res5	0.622602	1.015213	0.4827	92.14507	0.4467
res7*res1	0.693811	1.394435	0.0902	102.6840	0.1893
res7*res2	0.602096	0.931182	0.6239	89.11025	0.5365
res7*res3	0.659489	1.191852	0.2408	97.60432	0.2990
res7*res4	0.490604	0.592682	0.9869	72.60934	0.9218
res7*res5	0.700685	1.440590	0.0708	103.7013	0.1711
res7*res6	0.627982	1.038795	0.4449	92.94132	0.4238
res8*res1	0.633512	1.063753	0.4065	93.75972	0.4006
res8*res2	0.709883	1.505775	0.0498	105.0627	0.1487
res8*res3	0.611660	0.969269	0.5591	90.52567	0.4943
res8*res4	0.646493	1.125413	0.3197	95.68092	0.3481
res8*res5	0.750505	1.851133	0.0070	111.0747	0.0750
res8*res6	0.706022	1.477915	0.0579	104.4912	0.1578
res8*res7	0.698060	1.422718	0.0778	103.3129	0.1779

Tabela B.7 – Testes de normalidade dos resíduos

(a) modelo com 3 defasagens

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 01/15/13 Time: 15:37
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 150

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	2.766438	73.11151	1	0.0000
2	0.230572	1.418924	1	0.2336
3	-0.125969	0.430202	1	0.5119
4	0.000790	1.70E-05	1	0.9967
5	-0.235865	1.483306	1	0.2233
6	0.097420	0.258005	1	0.6115
7	-0.156051	0.657820	1	0.4173
8	-0.311115	2.538145	1	0.1111
Joint		79.89793	8	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	22.21343	0.020875	1	0.8851
2	3.409438	1.323876	1	0.2499
3	5.018679	21.99401	1	0.0000
4	3.790292	5.714173	1	0.0168
5	3.533780	2.068474	1	0.1504
6	2.869457	0.000158	1	0.9900
7	3.796554	5.057527	1	0.0245
8	3.527052	1.320229	1	0.2506
Joint		37.49932	8	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	73.13239	2	0.0000
2	2.742800	2	0.2538
3	22.42421	2	0.0000
4	5.714190	2	0.0574
5	3.551780	2	0.1693
6	0.258164	2	0.8789
7	5.715347	2	0.0574
8	3.858374	2	0.1453
Joint	117.3973	16	0.0000

(b) modelo com 4 defasagens

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 01/15/13 Time: 15:36
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 149

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.416467	4.389089	1	0.0362
2	0.227965	1.379202	1	0.2402
3	-0.195803	1.023260	1	0.3117
4	0.056607	0.086808	1	0.7683
5	-0.275445	1.993982	1	0.1579
6	0.131395	0.464912	1	0.4953
7	-0.132805	0.474862	1	0.4908
8	-0.201802	1.085836	1	0.2974
Joint		10.89795	8	0.2075

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.089463	3.836456	1	0.0501
2	3.570509	2.399305	1	0.1214
3	5.230938	24.19524	1	0.0000
4	3.873184	6.486965	1	0.0109
5	3.581439	2.011298	1	0.1561
6	3.404877	1.905382	1	0.1675
7	3.639292	3.739062	1	0.0532
8	3.452783	1.796381	1	0.1802
Joint		46.37008	8	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8.225545	2	0.0164
2	3.778506	2	0.1512
3	25.21850	2	0.0000
4	6.573773	2	0.0374
5	4.005280	2	0.1350
6	2.370293	2	0.3057
7	4.213924	2	0.1216
8	2.882217	2	0.2367
Joint	57.26803	16	0.0000

(c) modelo com 5 defasagens

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 01/15/13 Time: 15:34
 Sample: 2000M02 2012M10
 Included observations: 148

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.482918	5.739137	1	0.0166
2	0.068060	0.124638	1	0.7241
3	-0.214966	1.221738	1	0.2690
4	0.090271	0.218932	1	0.6399
5	-0.322427	2.685126	1	0.1013
6	0.252221	1.669896	1	0.1963
7	-0.180475	0.866047	1	0.3521
8	-0.089927	0.217270	1	0.6411
Joint		12.74278	8	0.1210

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.537723	6.451814	1	0.0111
2	3.113960	0.528732	1	0.4671
3	4.810932	17.07884	1	0.0000
4	3.148485	0.629596	1	0.4275
5	3.661853	2.031675	1	0.1541
6	3.216928	0.346052	1	0.5564
7	3.832076	5.146111	1	0.0233
8	3.605768	3.670999	1	0.0554
Joint		35.88382	8	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	12.19095	2	0.0023
2	0.653370	2	0.7213
3	18.30058	2	0.0001
4	0.848528	2	0.6543
5	4.716801	2	0.0946
6	2.015948	2	0.3650
7	6.012157	2	0.0495
8	3.888269	2	0.1431
Joint	48.62661	16	0.0000

Tabela B.8 – Resultados da estimação dos coeficientes do VAR

Vector Autoregression Estimates
Date: 01/16/13 Time: 15:38
Sample (adjusted): 2000M05 2012M10
Included observations: 150 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	CPFFD	EMP	FBK	FPI	IBV	IVV	PID	TXC
CPFFD(-1)	0.058403 (0.09011) [0.64815]	-0.007925 (0.00865) [-0.91620]	0.110453 (0.32022) [0.34492]	-0.020170 (0.10020) [-0.20130]	0.651722 (0.34195) [1.90589]	-0.088252 (0.07554) [-1.16828]	0.091350 (0.13970) [0.65392]	0.100037 (0.07094) [1.41020]
CPFFD(-2)	0.048170 (0.08126) [0.59282]	-0.001251 (0.00780) [-0.16039]	-0.183876 (0.28876) [-0.63677]	0.183129 (0.09036) [2.02675]	-0.044199 (0.30836) [-0.14334]	-4.29E-05 (0.06812) [-0.00063]	0.000120 (0.12597) [0.00095]	-0.065170 (0.06397) [-1.01877]
CPFFD(-3)	0.157151 (0.07913) [1.98602]	-0.019744 (0.00760) [-2.59934]	0.147613 (0.28121) [0.52493]	0.025550 (0.08799) [0.29037]	0.249381 (0.30029) [0.83047]	0.037391 (0.06634) [0.56366]	-0.011489 (0.12268) [-0.09365]	-0.051272 (0.06230) [-0.82304]
EMP(-1)	-3.173743 (0.93945) [-3.7831]	0.701959 (0.09018) [7.78392]	0.736792 (3.33860) [0.22069]	-0.731319 (1.04467) [-0.70005]	1.824948 (3.56514) [0.51189]	0.611810 (0.78757) [0.77683]	0.661064 (1.45647) [0.45388]	-1.036281 (0.73959) [-1.40115]
EMP(-2)	3.303223 (1.10938) [2.97754]	0.039646 (0.10649) [0.37229]	-6.089273 (3.94250) [-1.54452]	0.564328 (1.23363) [0.45745]	4.026108 (4.21002) [0.95632]	-0.403481 (0.93003) [-0.43383]	-1.414171 (1.71992) [-0.82223]	1.701091 (0.87338) [1.94772]
EMP(-3)	-0.205331 (0.91396) [-0.22466]	-0.008252 (0.08773) [-0.09406]	2.360343 (3.24802) [0.72670]	0.075863 (1.01632) [0.07464]	-2.916520 (3.46841) [-0.84088]	0.746307 (0.76620) [0.97403]	0.350613 (1.41695) [0.24744]	-1.924991 (0.71953) [-2.67535]
FBK(-1)	0.040733 (0.03057) [1.33249]	-0.000783 (0.00293) [-0.26674]	0.322070 (0.10864) [2.96469]	-0.094859 (0.03399) [-2.79056]	0.114424 (0.11601) [0.98635]	0.001674 (0.02563) [0.06532]	-0.097055 (0.04739) [-2.04790]	0.049198 (0.02407) [2.04433]
FBK(-2)	-0.041275 (0.03276) [-1.26005]	-0.006177 (0.00314) [-1.96438]	0.424936 (0.11641) [3.65032]	0.002284 (0.03643) [0.06269]	-0.286257 (0.12431) [-2.30278]	-0.063442 (0.02746) [-2.31025]	-0.027496 (0.05078) [-0.54142]	-0.009555 (0.02579) [-0.37052]
FBK(-3)	-0.022782 (0.03308) [-0.68879]	0.004208 (0.00317) [1.32541]	0.131793 (0.11754) [1.12124]	0.067068 (0.03678) [1.82350]	0.024420 (0.12552) [0.19455]	0.045993 (0.02773) [1.65871]	0.081761 (0.05128) [1.59447]	-0.015300 (0.02604) [-0.58759]
FPI(-1)	-0.073531 (0.08205) [-0.89617]	0.002443 (0.00788) [0.31015]	-0.232089 (0.29159) [-0.79594]	0.330211 (0.09124) [3.61912]	0.031333 (0.31138) [0.10063]	-0.254216 (0.06879) [-3.69573]	-0.213627 (0.12721) [-1.67936]	-0.042318 (0.06460) [-0.65512]
FPI(-2)	0.128476 (0.08966) [1.43286]	0.005453 (0.00861) [0.63359]	0.087298 (0.31865) [0.27396]	0.193975 (0.09971) [1.94546]	-0.411389 (0.34027) [-1.20901]	0.165215 (0.07517) [2.19793]	0.051055 (0.13901) [0.36728]	0.012850 (0.07059) [0.18204]
FPI(-3)	-0.095045 (0.08033) [-1.18314]	-0.013045 (0.00771) [-1.69168]	-0.128066 (0.28549) [-0.44859]	0.201158 (0.08933) [2.25183]	0.579200 (0.30486) [1.89989]	0.109183 (0.06735) [1.62122]	0.074060 (0.12454) [0.59465]	-0.012596 (0.06324) [-0.19916]
IBV(-1)	-0.029409 (0.02380) [-1.23576]	0.001815 (0.00228) [0.79467]	0.046518 (0.08458) [0.55002]	-0.006794 (0.02646) [-0.25674]	1.050268 (0.09031) [11.6291]	0.019910 (0.01995) [0.99795]	0.053667 (0.03690) [1.45454]	-0.024274 (0.01874) [-1.29562]
IBV(-2)	0.078375 (0.03322) [2.35958]	-0.000183 (0.00319) [-0.05735]	0.211562 (0.11804) [1.79228]	0.009458 (0.03694) [0.25606]	-0.200449 (0.12605) [-1.59023]	-0.053645 (0.02785) [-1.92653]	0.045474 (0.05150) [0.88307]	-0.007219 (0.02615) [-0.27608]
IBV(-3)	0.009512 (0.02642) [0.35999]	0.000202 (0.00254) [0.07979]	-0.083775 (0.09390) [-0.89213]	0.034751 (0.02938) [1.18269]	0.079935 (0.10028) [0.79715]	0.055729 (0.02215) [2.51576]	-0.026051 (0.04097) [-0.63592]	0.006898 (0.02080) [0.33160]
IVV(-1)	0.049901 (0.09756) [0.51150]	0.003806 (0.00937) [0.40645]	-0.056234 (0.34670) [-0.16220]	0.137004 (0.10849) [1.26287]	0.345666 (0.37023) [0.93365]	0.369264 (0.08179) [4.51494]	0.400811 (0.15125) [2.64998]	-0.006876 (0.07680) [-0.08953]
IVV(-2)	-0.045020 (0.09571) [-0.47038]	-0.004928 (0.00919) [-0.53639]	0.530455 (0.34013) [1.55956]	-0.022699 (0.10643) [-0.21328]	0.318887 (0.36321) [0.87797]	0.240950 (0.08024) [3.00299]	0.101968 (0.14838) [0.68720]	-0.040711 (0.07535) [-0.54030]
IVV(-3)	0.087600 (0.08846) [0.99031]	-0.006650 (0.00849) [-0.78314]	-0.499385 (0.31436) [-1.58858]	-0.005418 (0.09836) [-0.05508]	-0.616743 (0.33569) [-1.83724]	0.401764 (0.07416) [5.41774]	-0.449147 (0.13714) [-3.27510]	-0.097353 (0.06964) [-1.39796]
PID(-1)	-0.212417 (0.06687) [-3.17645]	-0.009973 (0.00642) [-1.55355]	-0.272661 (0.23765) [-1.14732]	0.142188 (0.07436) [1.91210]	-0.108545 (0.25378) [-0.42772]	0.038653 (0.05606) [0.68948]	0.300670 (0.10368) [2.90011]	-0.022942 (0.05265) [-0.43577]
PID(-2)	-0.035744 (0.07358) [-0.48578]	0.005710 (0.00706) [0.80836]	-0.481736 (0.26149) [-1.84230]	-0.002009 (0.08182) [-0.02456]	0.115057 (0.27923) [0.41205]	-0.089094 (0.06168) [-1.44435]	0.043284 (0.11407) [0.37943]	0.020439 (0.05793) [0.35285]
PID(-3)	0.064637 (0.06762) [0.95583]	-0.005285 (0.00649) [-0.81418]	0.018827 (0.24032) [0.07834]	-0.048144 (0.07520) [-0.64023]	0.005356 (0.25663) [0.02087]	-0.065084 (0.05669) [-1.14803]	0.168682 (0.10484) [1.60894]	0.061883 (0.05324) [1.16237]
TXC(-1)	0.183250 (0.11834) [1.54848]	0.007347 (0.01136) [0.64673]	-0.508756 (0.42056) [-1.20970]	-0.005577 (0.13160) [-0.04238]	-0.662788 (0.44910) [-1.47582]	-0.026368 (0.09921) [-0.26578]	-0.070080 (0.18347) [-0.38197]	0.775280 (0.09317) [8.32145]
TXC(-2)	-0.234012 (0.14640) [-1.59843]	0.015568 (0.01405) [1.10777]	0.371051 (0.52028) [0.71317]	-0.149394 (0.16280) [-0.91766]	0.923395 (0.55559) [1.66202]	0.094861 (0.12273) [0.77290]	-0.087273 (0.22697) [-0.38451]	-0.164164 (0.11526) [-1.42433]
TXC(-3)	0.326466 (0.10598) [3.08046]	-0.009609 (0.01017) [-0.94457]	0.012853 (0.37663) [0.03413]	0.253119 (0.11785) [2.14782]	-0.638693 (0.40219) [-1.58806]	-0.252133 (0.08885) [-2.83785]	-0.025231 (0.16431) [-0.15356]	0.109596 (0.08343) [1.31356]
C	0.127084 (0.40842) [0.31116]	0.096742 (0.03921) [2.46758]	3.693299 (1.45143) [2.54460]	0.011842 (0.45416) [0.02608]	0.304526 (1.54992) [0.19648]	0.304243 (0.34239) [0.88858]	2.029415 (0.63319) [3.20507]	0.721531 (0.32153) [2.24404]

D02	0.028575 (0.05535) [0.51626]	0.001481 (0.00531) [0.27872]	-0.223492 (0.19670) [-1.13622]	-0.148954 (0.06155) [-2.42012]	-0.007689 (0.21005) [-0.03661]	-0.020503 (0.04640) [-0.44187]	0.103220 (0.08581) [1.20290]	0.017481 (0.04357) [0.40118]
D03	-0.032187 (0.05834) [-0.55169]	0.003244 (0.00560) [0.57917]	0.219089 (0.20734) [1.05666]	-0.135406 (0.06488) [-2.08709]	0.315694 (0.22141) [1.42583]	-0.001764 (0.04891) [-0.03606]	0.438483 (0.09045) [4.84765]	0.040098 (0.04593) [0.87298]
D04	0.038598 (0.03732) [1.03417]	0.002037 (0.00358) [0.56857]	0.053092 (0.13264) [0.40029]	-0.121710 (0.04150) [-2.93261]	-0.037368 (0.14163) [-0.26384]	0.085546 (0.03129) [2.73409]	0.178750 (0.05786) [3.08924]	-0.004743 (0.02938) [-0.16142]
D05	0.051711 (0.03514) [1.47163]	-0.002763 (0.00337) [-0.81927]	0.019651 (0.12487) [0.15737]	-0.096706 (0.03907) [-2.47496]	-0.032423 (0.13335) [-0.24315]	0.189847 (0.02946) [6.44471]	0.242743 (0.05448) [4.45590]	0.002912 (0.02766) [0.10528]
D06	0.002079 (0.02949) [0.07049]	-0.001747 (0.00283) [-0.61717]	-0.012174 (0.10481) [-0.11615]	-0.095645 (0.03280) [-2.91626]	0.040073 (0.11193) [0.35803]	0.082273 (0.02473) [3.32743]	0.192112 (0.04573) [4.20142]	0.005568 (0.02322) [0.23980]
D07	0.016079 (0.03670) [0.43807]	-0.000488 (0.00352) [-0.13861]	0.049771 (0.13044) [0.38156]	-0.113166 (0.04082) [-2.77265]	0.051467 (0.13929) [0.36949]	0.135157 (0.03077) [4.39242]	0.263598 (0.05690) [4.63230]	-0.008392 (0.02890) [-0.29044]
D08	0.021132 (0.03255) [0.64924]	-0.000312 (0.00312) [-0.09999]	0.087015 (0.11567) [0.75225]	-0.099623 (0.03619) [-2.75239]	0.075053 (0.12352) [0.60761]	0.116979 (0.02729) [4.28697]	0.306193 (0.05046) [6.06772]	0.014621 (0.02562) [0.57057]
D09	0.039933 (0.03287) [1.21503]	0.000402 (0.00315) [0.12745]	0.031338 (0.11680) [0.26830]	-0.127622 (0.03655) [-3.49197]	0.036912 (0.12472) [0.29595]	0.105432 (0.02755) [3.82654]	0.251056 (0.05095) [4.92713]	0.000777 (0.02587) [0.03003]
D10	0.045560 (0.03531) [1.29040]	-0.001314 (0.00339) [-0.38758]	0.079279 (0.12547) [0.63183]	-0.099761 (0.03926) [-2.54091]	0.091206 (0.13399) [0.68070]	0.154766 (0.02960) [5.22869]	0.326318 (0.05474) [5.96139]	0.003716 (0.02780) [0.13368]
D11	0.038183 (0.03027) [1.26145]	-0.000386 (0.00291) [-0.13282]	0.119038 (0.10757) [1.10662]	-0.111077 (0.03366) [-3.30008]	0.081524 (0.11487) [0.70971]	0.135926 (0.02538) [5.35660]	0.269364 (0.04693) [5.74005]	-0.012474 (0.02383) [-0.52346]
D12	0.028809 (0.03098) [0.92994]	-0.004919 (0.00297) [-1.65414]	-0.113961 (0.11009) [-1.03513]	-0.052209 (0.03445) [-1.51555]	0.088828 (0.11756) [0.75557]	0.460354 (0.02597) [17.7257]	0.133474 (0.04803) [2.77905]	-0.014225 (0.02439) [-0.58327]
R-squared	0.581022	0.981659	0.862722	0.981500	0.981421	0.995265	0.957415	0.969735
Adj. R-squared	0.452389	0.976029	0.820575	0.975820	0.975717	0.993812	0.944341	0.960443
Sum sq. resids	0.040454	0.000373	0.510912	0.050023	0.582600	0.028431	0.097235	0.025073
S.E. equation	0.018838	0.001808	0.066945	0.020948	0.071488	0.015792	0.029205	0.014830
F-statistic	4.516883	174.3347	20.46950	172.8032	172.0546	684.6943	73.22864	104.3646
Log likelihood	403.5260	755.0474	213.3237	387.6016	203.4759	429.9764	337.7541	439.4045
Akaike AIC	-4.900347	-9.587299	-2.364316	-4.688021	-2.233012	-5.253019	-4.023388	-5.378726
Schwarz SC	-4.177794	-8.864746	-1.641764	-3.965469	-1.510460	-4.530466	-3.300835	-4.656174
Mean dependent	0.014533	0.050850	4.497364	4.109676	9.913759	3.595715	4.718278	0.395057
S.D. dependent	0.025456	0.011679	0.158045	0.134712	0.458753	0.200755	0.123791	0.074566
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.92E-28						
Determinant resid covariance		3.25E-29						
Log likelihood		3216.947						
Akaike information criterion		-39.05262						
Schwarz criterion		-33.27220						

B.3. Dados de estimação do sistema de equações

Tabela B.9 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações

System: SYS00HARD				C(190)	-0.147706	0.058308	-2.533203	0.0115
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression				C(191)	0.205113	0.067721	3.028794	0.0025
Date: 02/15/13 Time: 12:10				C(192)	0.007548	0.059822	0.126169	0.8996
Sample: 2000M05 2010M12				C(196)	0.388572	0.071743	5.416190	0.0000
Included observations: 128				C(197)	0.151792	0.067699	2.242180	0.0252
Total system (balanced) observations 1024				C(198)	0.393861	0.064275	6.127787	0.0000
Linear estimation after one -step weighting matrix				C(199)	0.031157	0.046280	0.673221	0.5010
				C(200)	-0.072243	0.049790	-1.450973	0.1471
				C(201)	-0.032255	0.045237	-0.713018	0.4760
				C(202)	-0.132730	0.081074	-1.637152	0.1020
				C(203)	0.213384	0.105989	2.013275	0.0444
				C(204)	-0.297924	0.074115	-4.019736	0.0001
				C(205)	0.491308	0.197015	2.493757	0.0128
				C(206)	0.000450	0.040790	0.011040	0.9912
				C(207)	0.019313	0.043882	0.440106	0.6600
				C(208)	0.122304	0.026906	4.545601	0.0000
				C(209)	0.220820	0.025210	8.759203	0.0000
				C(210)	0.102242	0.021460	4.764326	0.0000
				C(211)	0.162789	0.026745	6.086660	0.0000
				C(212)	0.138392	0.023897	5.791208	0.0000
				C(213)	0.131376	0.023915	5.493408	0.0000
				C(214)	0.178191	0.026132	6.818927	0.0000
				C(215)	0.152559	0.022179	6.878467	0.0000
				C(216)	0.479172	0.023146	20.70176	0.0000
				C(223)	-0.102245	0.039592	-2.582464	0.0100
				C(224)	-0.041223	0.039839	-1.034748	0.3011
				C(225)	0.112364	0.041576	2.702619	0.0070
				C(229)	0.059099	0.031873	1.854214	0.0640
				C(230)	0.049646	0.044266	1.121535	0.2624
				C(231)	-0.058627	0.031540	-1.858797	0.0634
				C(232)	0.360938	0.116390	3.101110	0.0020
				C(233)	0.027562	0.112468	0.245069	0.8065
				C(234)	-0.339075	0.109946	-3.084020	0.0021
				C(235)	0.362272	0.079804	4.539494	0.0000
				C(236)	0.150286	0.084158	1.785755	0.0745
				C(237)	0.160456	0.078595	2.041566	0.0415
				C(241)	1.007089	0.217169	4.637352	0.0000
				C(242)	0.113151	0.068020	1.663500	0.0966
				C(243)	0.451913	0.075551	5.981546	0.0000
				C(244)	0.231241	0.037573	6.154380	0.0000
				C(245)	0.272929	0.042387	6.439005	0.0000
				C(246)	0.216463	0.037313	5.801223	0.0000
				C(247)	0.281302	0.045212	6.221780	0.0000
				C(248)	0.322067	0.040886	7.877291	0.0000
				C(249)	0.272082	0.040522	6.714450	0.0000
				C(250)	0.339433	0.044472	7.632567	0.0000
				C(251)	0.271240	0.037787	7.178229	0.0000
				C(252)	0.134666	0.039487	3.410404	0.0007
				C(253)	0.100757	0.067139	1.500716	0.1338
				C(254)	-0.089699	0.064972	-1.380578	0.1678
				C(255)	0.015296	0.061404	0.249100	0.8033
				C(256)	0.351291	0.615708	0.570548	0.5685
				C(257)	1.619413	0.726451	2.229212	0.0261
				C(258)	-1.949952	0.568500	-3.429993	0.0006
				C(265)	-0.040966	0.019583	-2.091891	0.0367
				C(266)	-0.011274	0.028018	-0.402365	0.6875
				C(267)	0.023124	0.019950	1.159110	0.2467
				C(271)	-0.011751	0.022695	-0.517769	0.6048
				C(272)	-0.015659	0.028882	-0.542167	0.5878
				C(273)	0.021448	0.026191	0.818913	0.4131
				C(274)	0.720151	0.084951	8.477220	0.0000
				C(275)	-0.081558	0.108931	-0.748716	0.4542
				C(276)	0.121719	0.081341	1.496407	0.1349
				C(277)	0.410804	0.155990	2.633522	0.0086

Determinant residual covariance	3.07E-28		
---------------------------------	----------	--	--

Equation: CPFFD = C(1)*CPFFD(-1) + C(2)*CPFFD(-2) + C(3)*CPFFD(-3) + C(7)*FBK(-1) + C(8)*FBK(-2) + C(9)*FBK(-3) + C(19)*PID(-1) + C(20)*PID(-2) + C(21)*PID(-3) + C(25) + C(26)*D02 + C(27)*D03 + C(28)*D04 + C(29)*D05 + C(30)*D06 + C(31)*D07 + C(32)*D08 + C(33)*D09 + C(34)*D10 + C(35)*D11 + C(36)*D12			
Observations: 128			
R-squared	0.383120	Mean dependent var	0.015510
Adjusted R-squared	0.267815	S.D. dependent var	0.027354
S.E. of regression	0.023407	Sum squared resid	0.058622
Durbin-Watson stat	1.579128		

Equation: EMP = C(37)*CPFFD(-1) + C(38)*CPFFD(-2) + C(39)*CPFFD(-3) + C(40)*EMP(-1) + C(41)*EMP(-2) + C(42)*EMP(-3) + C(61) + C(62)*D02 + C(63)*D03 + C(64)*D04 + C(65)*D05 + C(66)*D06 + C(67)*D07 + C(68)*D08 + C(69)*D09 + C(70)*D10 + C(71)*D11 + C(72)*D12			
Observations: 128			
R-squared	0.958825	Mean dependent var	0.053965
Adjusted R-squared	0.952462	S.D. dependent var	0.009608
S.E. of regression	0.002095	Sum squared resid	0.000483
Durbin-Watson stat	1.887771		

Equation: FBK = C(79)*FBK(-1) + C(80)*FBK(-2) + C(81)*FBK(-3) + C(85)*IBV(-1) + C(86)*IBV(-2) + C(87)*IBV(-3) + C(97) + C(98)*D02 + C(99)*D03 + C(100)*D04 + C(101)*D05 + C(102)*D06 + C(103)*D07 + C(104)*D08 + C(105)*D09 + C(106)*D10 + C(107)*D11 + C(108)*D12			
Observations: 128			
R-squared	0.833397	Mean dependent var	4.490028
Adjusted R-squared	0.807649	S.D. dependent var	0.166277
S.E. of regression	0.072925	Sum squared resid	0.584991
Durbin-Watson stat	2.037803		

Equation: FPI = C(115)*FBK(-1) + C(116)*FBK(-2) + C(117)*FBK(-3) + C(118)*FPI(-1) + C(119)*FPI(-2) + C(120)*FPI(-3) + C(133) + C(134)*D02 + C(135)*D03 + C(136)*D04 + C(137)*D05 + C(138)*D06 + C(139)*D07 + C(140)*D08 + C(141)*D09 + C(142)*D10 + C(143)*D11 + C(144)*D12			
Observations: 128			
R-squared	0.968988	Mean dependent var	4.078089
Adjusted R-squared	0.964195	S.D. dependent var	0.118630
S.E. of regression	0.022447	Sum squared resid	0.055427
Durbin-Watson stat	2.007700		

Equation: IBV = C(145)*CPFFD(-1) + C(146)*CPFFD(-2) + C(147)*CPFFD(-3) + C(157)*IBV(-1) + C(158)*IBV(-2) + C(159)*IBV(-3) + C(169)			
Observations: 128			
R-squared	0.973292	Mean dependent var	9.856548
Adjusted R-squared	0.971967	S.D. dependent var	0.472047
S.E. of regression	0.079035	Sum squared resid	0.755831
Durbin-Watson stat	1.985061		

Equation: IVV = C(187)*FBK(-1) + C(188)*FBK(-2) + C(189)*FBK(-3) + C(190)*FPI(-1) + C(191)*FPI(-2) + C(192)*FPI(-3) + C(196)*IVV(-1) + C(197)*IVV(-2) + C(198)*IVV(-3) + C(199)*PID(-1) + C(200)*PID(-2) + C(201)*PID(-3) + C(202)*TXC(-1) + C(203)*TXC(-2) + C(204)*TXC(-3) + C(205) + C(206)*D02 + C(207)*D03 + C(208)*D04 + C(209)*D05 + C(210)*D06 + C(211)*D07 + C(212)*D08 + C(213)*D09 + C(214)*D10 + C(215)*D11 + C(216)*D12			
Observations: 128			
R-squared	0.993823	Mean dependent var	3.547587
Adjusted R-squared	0.992233	S.D. dependent var	0.174058
S.E. of regression	0.015340	Sum squared resid	0.023766
Durbin-Watson stat	2.038690		

Equation: PID = C(223)*FBK(-1) + C(224)*FBK(-2) + C(225)*FBK(-3) + C(229)*IBV(-1) + C(230)*IBV(-2) + C(231)*IBV(-3) + C(232)*IVV(-1) + C(233)*IVV(-2) + C(234)*IVV(-3) + C(235)*PID(-1) + C(236)*PID(-2) + C(237)*PID(-3) + C(241) + C(242)*D02 + C(243)*D03 + C(244)*D04 + C(245)*D05 + C(246)*D06 + C(247)*D07 + C(248)*D08 + C(249)*D09 + C(250)*D10 + C(251)*D11 + C(252)*D12			
Observations: 128			
R-squared	0.950679	Mean dependent var	4.699630
Adjusted R-squared	0.939772	S.D. dependent var	0.122005
S.E. of regression	0.029942	Sum squared resid	0.093237
Durbin-Watson stat	1.933748		

Equation: TXC = C(253)*CPFFD(-1) + C(254)*CPFFD(-2) + C(255)*CPFFD(-3) + C(256)*EMP(-1) + C(257)*EMP(-2) + C(258)*EMP(-3) + C(265)*IBV(-1) + C(266)*IBV(-2) + C(267)*IBV(-3) + C(271)*PID(-1) + C(272)*PID(-2) + C(273)*PID(-3) + C(274)*TXC(-1) + C(275)*TXC(-2) + C(276)*TXC(-3) + C(277)			
Observations: 128			
R-squared	0.941198	Mean dependent var	0.410579
Adjusted R-squared	0.933323	S.D. dependent var	0.068636
S.E. of regression	0.017723	Sum squared resid	0.035181
Durbin-Watson stat	1.800025		

Tabela B.10 – Testes dos resíduos do sistema de equações

(a) teste de autocorrelação dos resíduos

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 02/15/13 Time: 12:12
Sample: 2000M05 2010M12
Included observations: 128

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	49.94239	0.9010	50.33563	0.8937	64
2	101.6943	0.9582	102.9090	0.9497	128
3	161.7225	0.9452	164.3779	0.9263	192
4	245.2508	0.6745	250.6007	0.5835	256
5	306.9017	0.6910	314.7577	0.5722	320
6	363.9835	0.7615	374.6468	0.6241	384
7	413.8322	0.8748	427.3793	0.7509	448
8	469.1318	0.9128	486.3655	0.7864	512
9	536.6606	0.8784	559.0015	0.6866	576
10	601.5853	0.8593	629.4283	0.6097	640
11	665.4044	0.8485	699.2475	0.5435	704
12	728.7382	0.8419	769.1331	0.4817	768

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous variables

(b) teste de normalidade dos resíduos

System Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 02/15/13 Time: 12:11
 Sample: 2000M05 2010M12
 Included observations: 128

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	5.910611	125.1146	1	0.0000
2	0.633574	8.195419	1	0.0042
3	-0.206581	0.989488	1	0.3199
4	-0.025783	0.015685	1	0.9003
5	-0.556742	6.516777	1	0.0107
6	-0.121168	0.344368	1	0.5573
7	-0.149390	0.521806	1	0.4701
8	-0.363100	2.951874	1	0.0858
Joint		144.6501	8	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	56.97986	479.8330	1	0.0000
2	5.285386	8.801906	1	0.0030
3	5.603298	27.48447	1	0.0000
4	4.033014	7.778197	1	0.0053
5	3.585559	8.40E-05	1	0.9927
6	2.835304	0.002776	1	0.9580
7	3.744512	4.317114	1	0.0377
8	5.641874	23.71525	1	0.0000
Joint		551.9328	8	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	604.9477	2	0.0000
2	16.99732	2	0.0002
3	28.47396	2	0.0000
4	7.793882	2	0.0203
5	6.516861	2	0.0384
6	0.347144	2	0.8407
7	4.838920	2	0.0890
8	26.66713	2	0.0000
Joint	696.5829	450	0.0000

B.4. Dados de estimação dos modelos ARIMA

Tabela B.11 – Resultados de estimação dos coeficientes dos modelos ARIMA

(a) Modelo ARIMA da variável cpffd / crédito em primeira diferença (estoque de crédito em segunda diferença)

Dependent Variable: D(CPFFD)
Method: Least Squares
Date: 01/17/13 Time: 10:06
Sample (adjusted): 2000M06 2012M10
Included observations: 149 after adjustments
Convergence achieved after 21 iterations
MA Backcast: 2000M03 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D02	-0.030422	0.004862	-6.257441	0.0000
D03	-0.021035	0.004213	-4.992822	0.0000
D04	-0.025332	0.004310	-5.877038	0.0000
D05	-0.024818	0.004572	-5.427800	0.0000
D06	-0.033200	0.004473	-7.421667	0.0000
D07	-0.028960	0.004340	-6.672714	0.0000
D08	-0.018806	0.004487	-4.190883	0.0001
D09	-0.028749	0.004504	-6.383482	0.0000
D10	-0.019640	0.004290	-4.578019	0.0000
D11	-0.032425	0.004219	-7.685996	0.0000
D12	-0.040309	0.004864	-8.287987	0.0000
AR(1)	-0.715823	0.043282	-16.53867	0.0000
AR(2)	-0.461901	0.048936	-9.438912	0.0000
AR(3)	-0.261675	0.038078	-6.872096	0.0000
MA(1)	0.538688	0.091083	5.914279	0.0000
MA(2)	0.461805	0.091176	5.064970	0.0000
MA(3)	0.331548	0.085799	3.864232	0.0002
R-squared	0.819670	Mean dependent var		-0.001849
Adjusted R-squared	0.797812	S.D. dependent var		0.023635
S.E. of regression	0.010628	Akaike info criterion		-6.143686
Sum squared resid	0.014909	Schwarz criterion		-5.800954
Log likelihood	474.7046	Hannan-Quinn criter.		-6.004440
Durbin-Watson stat	2.051191			
Inverted AR Roots	-.04+ .64i	-.04- .64i	-.64	
Inverted MA Roots	.05+ .72i	.05- .72i	-.63	

(b) Modelo ARIMA da variável emp / desemprego em primeira diferença

Dependent Variable: D(EMP)
Method: Least Squares
Date: 01/14/13 Time: 17:43
Sample (adjusted): 2000M04 2012M10
Included observations: 151 after adjustments
Convergence achieved after 15 iterations
MA Backcast: 2000M03

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D02	-0.001084	0.000774	-1.399341	0.1640
D03	-0.000998	0.000854	-1.167951	0.2448
D04	-0.004115	0.000767	-5.364659	0.0000
D05	-0.005724	0.000836	-6.848799	0.0000
D06	-0.005023	0.000769	-6.532409	0.0000
D07	-0.003724	0.000833	-4.470643	0.0000
D08	-0.003935	0.000769	-5.116648	0.0000
D09	-0.004055	0.000833	-4.865899	0.0000
D10	-0.004583	0.000766	-5.987044	0.0000
D11	-0.004281	0.000854	-5.010739	0.0000
D12	-0.007981	0.000774	-10.30704	0.0000
AR(1)	-0.870990	0.034572	-25.19346	0.0000
MA(1)	0.988551	0.011756	84.08603	0.0000
R-squared	0.571364	Mean dependent var		-0.000294
Adjusted R-squared	0.534091	S.D. dependent var		0.002900
S.E. of regression	0.001980	Akaike info criterion		-9.529709
Sum squared resid	0.000541	Schwarz criterion		-9.269943
Log likelihood	732.4930	Hannan-Quinn criter.		-9.424178
Durbin-Watson stat	2.088218			
Inverted AR Roots	-.87			
Inverted MA Roots	-.99			

(c) Modelo ARIMA da variável fbk / investimento em primeira diferença

Dependent Variable: D(FBK)

Method: Least Squares

Date: 01/14/13 Time: 17:44

Sample (adjusted): 2000M04 2012M10

Included observations: 151 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D02	-0.061600	0.041185	-1.495696	0.1370
D03	0.088393	0.029706	2.975621	0.0034
D04	-0.095233	0.035223	-2.703746	0.0077
D05	0.021182	0.032279	0.656214	0.5128
D06	-0.099949	0.033739	-2.962452	0.0036
D07	0.029043	0.032800	0.885438	0.3774
D08	-0.018136	0.033703	-0.538124	0.5914
D09	-0.093780	0.032299	-2.903477	0.0043
D10	-0.007302	0.034936	-0.209015	0.8347
D11	-0.053498	0.029610	-1.806786	0.0730
D12	-0.229916	0.041137	-5.589065	0.0000
AR(1)	-0.479424	0.073452	-6.527029	0.0000
R-squared	0.604144	Mean dependent var	-0.000710	
Adjusted R-squared	0.572817	S.D. dependent var	0.111377	
S.E. of regression	0.072795	Akaike info criterion	-2.326196	
Sum squared resid	0.736583	Schwarz criterion	-2.086412	
Log likelihood	187.6278	Hannan-Quinn criter.	-2.228783	
Durbin-Watson stat	2.181363			
Inverted AR Roots	-.48			

(d) Modelo ARIMA da variável fpi / renda em primeira diferença

Dependent Variable: D(FPI)

Method: Least Squares

Date: 01/14/13 Time: 17:47

Sample (adjusted): 2000M03 2012M10

Included observations: 152 after adjustments

Convergence achieved after 8 iterations

MA Backcast: 2000M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001892	0.001018	1.857451	0.0654
D02	-0.291994	0.011913	-24.51114	0.0000
D03	-0.137338	0.010013	-13.71609	0.0000
D04	-0.095932	0.009981	-9.611162	0.0000
D05	-0.130531	0.009981	-13.07756	0.0000
D06	-0.104303	0.009981	-10.44992	0.0000
D07	-0.135519	0.009981	-13.57739	0.0000
D08	-0.110347	0.009981	-11.05543	0.0000
D09	-0.138184	0.009981	-13.84434	0.0000
D10	-0.106491	0.009981	-10.66906	0.0000
D11	-0.111870	0.010146	-11.02601	0.0000
D12	-0.065136	0.011936	-5.457264	0.0000
MA(1)	-0.451306	0.075695	-5.962172	0.0000
R-squared	0.893922	Mean dependent var	0.001951	
Adjusted R-squared	0.884764	S.D. dependent var	0.066947	
S.E. of regression	0.022726	Akaike info criterion	-4.648962	
Sum squared resid	0.071790	Schwarz criterion	-4.390340	
Log likelihood	366.3211	Hannan-Quinn criter.	-4.543901	
F-statistic	97.61261	Durbin-Watson stat	2.007795	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	.45			

(e) Modelo ARIMA da variável ibv / mercado de capitais em primeira diferença

Dependent Variable: D(IBV)

Method: Least Squares

Date: 01/14/13 Time: 17:48

Sample (adjusted): 2000M04 2012M10

Included observations: 151 after adjustments

Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.127541	0.081065	1.573328	0.1177
R-squared	0.015218	Mean dependent var		0.002441
Adjusted R-squared	0.015218	S.D. dependent var		0.076190
S.E. of regression	0.075608	Akaike info criterion		-2.319916
Sum squared resid	0.857480	Schwarz criterion		-2.299934
Log likelihood	176.1536	Hannan-Quinn criter.		-2.311798
Durbin-Watson stat	1.971376			
Inverted AR Roots	.13			

(f) Modelo ARIMA da variável ivv / vendas no varejo em primeira diferença

Dependent Variable: D(IVV)

Method: Least Squares

Date: 01/14/13 Time: 17:49

Sample (adjusted): 2000M05 2012M10

Included observations: 150 after adjustments

Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003300	0.000777	4.246839	0.0000
D02	0.273541	0.010929	25.02830	0.0000
D03	0.449601	0.009553	47.06402	0.0000
D04	0.322602	0.008012	40.26638	0.0000
D05	0.391532	0.009437	41.48944	0.0000
D06	0.299228	0.009132	32.76738	0.0000
D07	0.374029	0.008510	43.95093	0.0000
D08	0.358724	0.009118	39.34382	0.0000
D09	0.310693	0.009354	33.21425	0.0000
D10	0.399185	0.007895	50.56372	0.0000
D11	0.341044	0.009473	36.00363	0.0000
D12	0.653546	0.010925	59.81984	0.0000
AR(1)	-0.600390	0.079667	-7.536231	0.0000
AR(2)	-0.360872	0.077644	-4.647760	0.0000
R-squared	0.984019	Mean dependent var		0.003598
Adjusted R-squared	0.982492	S.D. dependent var		0.140929
S.E. of regression	0.018648	Akaike info criterion		-5.037514
Sum squared resid	0.047292	Schwarz criterion		-4.756521
Log likelihood	391.8136	Hannan-Quinn criter.		-4.923356
F-statistic	644.1740	Durbin-Watson stat		2.006287
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-.30-.52i	-.30+.52i		

(g) Variável pid / produção em primeira diferença

Dependent Variable: D(PID)
 Method: Least Squares
 Date: 01/14/13 Time: 17:50
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M10
 Included observations: 150 after adjustments
 Convergence achieved after 13 iterations
 MA Backcast: 2000M03 2000M04

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D02	0.017501	0.017832	0.981436	0.3281
D03	0.176867	0.016519	10.70719	0.0000
D04	0.003490	0.013374	0.260913	0.7946
D05	0.114691	0.017088	6.711685	0.0000
D06	0.019597	0.013547	1.446604	0.1503
D07	0.100226	0.016736	5.988766	0.0000
D08	0.107933	0.013586	7.944717	0.0000
D09	0.031393	0.016605	1.890580	0.0608
D10	0.118006	0.012993	9.082336	0.0000
D11	0.029153	0.016002	1.821863	0.0707
D12	-0.073537	0.017862	-4.116912	0.0001
AR(1)	-1.052029	0.154248	-6.820377	0.0000
AR(2)	-0.277884	0.135067	-2.057384	0.0416
MA(1)	0.702926	0.157567	4.461116	0.0000
MA(2)	-0.296915	0.153027	-1.940276	0.0544
<hr/>				
R-squared	0.833209	Mean dependent var	0.003267	
Adjusted R-squared	0.815912	S.D. dependent var	0.075871	
S.E. of regression	0.032553	Akaike info criterion	-3.917252	
Sum squared resid	0.143060	Schwarz criterion	-3.616188	
Log likelihood	308.7939	Hannan-Quinn criter.	-3.794939	
Durbin-Watson stat	1.941383			
<hr/>				
Inverted AR Roots	-.53-.03i	-.53+.03i		
Inverted MA Roots	.30	-1.00		

(h) variável txc / taxa de juros ao consumidor em primeira diferença

Dependent Variable: D(TXC)
 Method: Least Squares
 Date: 01/14/13 Time: 17:52
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M10
 Included observations: 151 after adjustments
 Convergence achieved after 24 iterations
 MA Backcast: 2000M03

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001557	0.000198	-7.855109	0.0000
AR(1)	0.770359	0.053883	14.29680	0.0000
MA(1)	-0.984184	0.014269	-68.97526	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.100279	Mean dependent var	-0.002004	
Adjusted R-squared	0.088121	S.D. dependent var	0.019200	
S.E. of regression	0.018335	Akaike info criterion	-5.140362	
Sum squared resid	0.049752	Schwarz criterion	-5.080417	
Log likelihood	391.0974	Hannan-Quinn criter.	-5.116009	
F-statistic	8.247743	Durbin-Watson stat	1.848440	
Prob(F-statistic)	0.000402			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.77			
Inverted MA Roots	.98			

APÊNDICE C – CAUSALIDADE DE VENDAS NO VAREJO

C.1. Estimação – vendas no varejo

Dados de estimação do sistema de equações do modelo de vendas no varejo.

Tabela C.1 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas no varejo

System: SYSIVV Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression Date: 05/03/13 Time: 16:48 Sample: 2000M07 2012M10 Included observations: 148 Total system (balanced) observations 444 Linear estimation after one-step weighting matrix									
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C(214)	0.004960	0.021552	0.230141	0.8181	C(280)	-0.037473	0.031676	-1.183007	0.2377
C(215)	-0.082156	0.025624	-3.206283	0.0015	C(281)	0.322752	0.142218	2.269416	0.0239
C(216)	0.078439	0.027369	2.865973	0.0044	C(282)	-0.045420	0.143887	-0.315662	0.7525
C(217)	0.001171	0.026548	0.044110	0.9648	C(283)	-0.386870	0.128045	-3.021348	0.0027
C(218)	-0.039364	0.023512	-1.674184	0.0951	C(284)	-0.159244	0.133602	-1.191924	0.2342
C(219)	-0.282114	0.060744	-4.644299	0.0000	C(285)	0.338796	0.128430	2.637988	0.0088
C(220)	0.179373	0.066393	2.701695	0.0073	C(286)	0.307359	0.092394	3.326627	0.0010
C(221)	0.052848	0.065362	0.808542	0.4194	C(287)	0.082207	0.096558	0.851372	0.3952
C(222)	-0.050758	0.064751	-0.783892	0.4337	C(288)	0.309138	0.088783	3.481956	0.0006
C(223)	0.086083	0.056537	1.522591	0.1289	C(289)	-0.268649	0.090440	-2.970465	0.0032
C(224)	0.028848	0.017479	1.650415	0.0999	C(290)	-0.039458	0.089359	-0.441564	0.6591
C(225)	-0.051598	0.024712	-2.088002	0.0376	C(291)	0.201199	0.313106	0.642592	0.5210
C(226)	0.021477	0.025394	0.845773	0.3983	C(292)	0.388793	0.401909	0.967366	0.3341
C(227)	0.046580	0.023971	1.943200	0.0529	C(293)	-0.974123	0.390081	-2.497236	0.0130
C(228)	-0.016136	0.018543	-0.870228	0.3848	C(294)	0.170125	0.382255	0.445056	0.6566
C(229)	0.301027	0.082719	3.639146	0.0003	C(295)	0.790236	0.289140	2.733060	0.0066
C(230)	0.122452	0.083729	1.462481	0.1446	C(296)	-0.271334	0.270358	-1.003611	0.3163
C(231)	0.190095	0.074528	2.550663	0.0112	C(297)	-0.219981	0.356064	-0.617812	0.5371
C(232)	0.201696	0.077757	2.593920	0.0099	C(298)	0.773547	0.350767	2.205304	0.0282
C(233)	0.190027	0.074742	2.542455	0.0115	C(299)	-0.496615	0.338565	-1.466824	0.1434
C(234)	0.029201	0.053897	0.541797	0.5883	C(300)	-0.411763	0.253225	-1.626077	0.1049
C(235)	0.014787	0.056376	0.262301	0.7933	C(301)	2.614525	0.449978	5.810336	0.0000
C(236)	-0.122321	0.051913	-2.356251	0.0191	C(302)	0.191743	0.077687	2.468149	0.0141
C(237)	0.040238	0.052824	0.761747	0.4468	C(303)	0.434579	0.078729	5.519934	0.0000
C(238)	-0.092570	0.052154	-1.774940	0.0769	C(304)	0.187990	0.089598	2.098159	0.0367
C(239)	0.016510	0.183220	0.090108	0.9283	C(305)	0.075038	0.078096	0.960848	0.3374
C(240)	0.039485	0.235309	0.167800	0.8668	C(306)	0.119271	0.045698	2.609996	0.0095
C(241)	-0.052367	0.228409	-0.229270	0.8188	C(307)	0.289418	0.054871	5.274567	0.0000
C(242)	-0.190788	0.223852	-0.852294	0.3947	C(308)	0.260137	0.050618	5.139265	0.0000
C(243)	0.256945	0.169305	1.517645	0.1301	C(309)	0.250676	0.053883	4.652218	0.0000
C(244)	-0.061419	0.158272	-0.388061	0.6982	C(310)	0.276196	0.054029	5.112012	0.0000
C(245)	0.095119	0.208536	0.456128	0.6486	C(311)	0.239648	0.049095	4.881344	0.0000
C(246)	-0.231469	0.205474	-1.126511	0.2608	C(312)	0.128120	0.050212	2.551575	0.0112
C(247)	0.235123	0.198351	1.185387	0.2368	C(370)	0.068116	0.022554	3.020076	0.0027
C(248)	-0.195245	0.148278	-1.316753	0.1889	C(371)	0.006322	0.027348	0.231159	0.8173
C(249)	0.601187	0.262584	2.289506	0.0227	C(372)	-0.051174	0.028864	-1.772933	0.0772
C(250)	-0.005948	0.045165	-0.131703	0.8953	C(373)	-0.014362	0.027885	-0.515055	0.6069
C(251)	0.031143	0.045771	0.680396	0.4968	C(374)	0.021592	0.024999	0.863705	0.3884
C(252)	-0.000536	0.052090	-0.010295	0.9918	C(375)	-0.036323	0.062454	-0.581595	0.5613
C(253)	0.073549	0.045403	1.619916	0.1063	C(376)	0.017856	0.066205	0.269705	0.7876
C(254)	0.055055	0.026568	2.072258	0.0391	C(377)	0.010956	0.063806	0.171701	0.8638
C(255)	0.099539	0.031900	3.120296	0.0020	C(378)	0.015125	0.061359	0.246504	0.8055
C(256)	0.096133	0.029428	3.266745	0.0012	C(379)	-0.004622	0.033752	-0.136942	0.8912
C(257)	0.059115	0.031326	1.887052	0.0601	C(380)	-0.033990	0.017866	-1.902531	0.0580
C(258)	0.116955	0.031411	3.723359	0.0002	C(381)	-0.006464	0.026174	-0.246962	0.8051
C(259)	0.098802	0.028543	3.461567	0.0006	C(382)	0.008559	0.026343	0.324905	0.7455
C(260)	0.413245	0.029192	14.15603	0.0000	C(383)	0.029396	0.025343	1.159932	0.2470
C(261)	-0.064494	0.036804	-1.752362	0.0807	C(384)	-0.027124	0.018954	-1.431023	0.1534
C(262)	-0.008812	0.043745	-0.201437	0.8405	C(385)	-0.000113	0.021656	-0.005216	0.9958
C(263)	0.008446	0.046733	0.180718	0.8567	C(386)	-0.021097	0.031231	-0.675512	0.4998
C(264)	-0.021770	0.045334	-0.480212	0.6314	C(387)	-0.016304	0.031130	-0.523751	0.6008
C(265)	0.048992	0.040142	1.220462	0.2232	C(388)	-0.084567	0.031661	-2.671037	0.0080
C(266)	-0.235257	0.103759	-2.267334	0.0240	C(389)	0.037688	0.029390	1.282321	0.2007
C(267)	-0.016475	0.113455	-0.145212	0.8846	C(390)	-0.026197	0.038641	-0.677967	0.4983
C(268)	0.046516	0.111723	0.416346	0.6774	C(391)	-0.091674	0.045409	-2.018847	0.0444
C(269)	0.087103	0.110720	0.786698	0.4321	C(392)	0.101803	0.048506	2.098789	0.0366
C(270)	0.051838	0.097021	0.534299	0.5935	C(393)	0.033357	0.044371	0.751780	0.4527
C(271)	0.044070	0.029859	1.475946	0.1410	C(394)	0.020249	0.040205	0.503636	0.6149
C(272)	0.042469	0.042193	1.006553	0.3149	C(395)	0.227088	0.182231	1.246152	0.2136
C(273)	-0.084213	0.043370	-1.941737	0.0531	C(396)	-0.580860	0.243219	-2.388223	0.0175
C(274)	0.101023	0.040929	2.468275	0.0141	C(397)	0.056536	0.237917	0.237630	0.8123
C(275)					C(398)	0.219089	0.235035	0.932069	0.3520
C(276)					C(399)	0.055001	0.176452	0.311707	0.7555
C(277)					C(400)	0.618063	0.162371	3.806478	0.0002
C(278)					C(401)	0.310549	0.220438	1.408780	0.1599
C(279)					C(402)	-0.104527	0.220126	-0.474852	0.6352
					C(403)	-0.094475	0.214261	-0.440932	0.6596
					C(404)	-0.025591	0.154741	-0.165378	0.8688
					C(405)	0.388484	0.197956	1.962472	0.0506

Determinant residual covariance 1.40E-11

Equation: IVV = C(214)*FBK(-1) + C(215)*FBK(-2) + C(216)*FBK(-3) +
C(217)*FBK(-4) + C(218)*FBK(-5) + C(219)*FPI(-1) + C(220)*FPI(-2) +
C(221)*FPI(-3) + C(222)*FPI(-4) + C(223)*FPI(-5) + C(224)*IBV(-1) +
C(225)*IBV(-2) + C(226)*IBV(-3) + C(227)*IBV(-4) + C(228)*IBV(-5) +
C(229)*IVV(-1) + C(230)*IVV(-2) + C(231)*IVV(-3) + C(232)*IVV(-4) +
C(233)*IVV(-5) + C(234)*PID(-1) + C(235)*PID(-2) + C(236)*PID(-3) +
C(237)*PID(-4) + C(238)*PID(-5) + C(239)*SEL(-1) + C(240)*SEL(-2) +
C(241)*SEL(-3) + C(242)*SEL(-4) + C(243)*SEL(-5) + C(244)*TXC(-1)
+ C(245)*TXC(-2) + C(246)*TXC(-3) + C(247)*TXC(-4) + C(248)*TXC(-5)
+ C(249) + C(250)*D02 + C(251)*D03 + C(252)*D04 + C(253)*D05
+ C(254)*D06 + C(255)*D07 + C(256)*D08 + C(257)*D09 + C(258)
*D10 + C(259)*D11 + C(260)*D12

Observations: 148

R-squared	0.995875	Mean dependent var	3.598120
Adjusted R-squared	0.993997	S.D. dependent var	0.201012
S.E. of regression	0.015575	Sum squared resid	0.024500
Durbin-Watson stat	1.929754		

Equation: PID = C(266)*FBK(-1) + C(267)*FBK(-2) + C(268)*FBK(-3) +
C(269)*FBK(-4) + C(270)*FBK(-5) + C(271)*FPI(-1) + C(272)*FPI(-2) +
C(273)*FPI(-3) + C(274)*FPI(-4) + C(275)*FPI(-5) + C(276)*IBV(-1) +
C(277)*IBV(-2) + C(278)*IBV(-3) + C(279)*IBV(-4) + C(280)*IBV(-5) +
C(281)*IVV(-1) + C(282)*IVV(-2) + C(283)*IVV(-3) + C(284)*IVV(-4) +
C(285)*IVV(-5) + C(286)*PID(-1) + C(287)*PID(-2) + C(288)*PID(-3) +
C(289)*PID(-4) + C(290)*PID(-5) + C(291)*SEL(-1) + C(292)*SEL(-2) +
C(293)*SEL(-3) + C(294)*SEL(-4) + C(295)*SEL(-5) + C(296)*TXC(-1)
+ C(297)*TXC(-2) + C(298)*TXC(-3) + C(299)*TXC(-4) + C(300)*TXC(-5)
+ C(301) + C(302)*D02 + C(303)*D03 + C(304)*D04 + C(305)*D05
+ C(306)*D06 + C(307)*D07 + C(308)*D08 + C(309)*D09 + C(310)
*D10 + C(311)*D11 + C(312)*D12

Observations: 148

R-squared	0.968291	Mean dependent var	4.720195
Adjusted R-squared	0.953849	S.D. dependent var	0.123509
S.E. of regression	0.026533	Sum squared resid	0.071105
Durbin-Watson stat	2.078125		

Equation: TXC = C(370)*FBK(-1) + C(371)*FBK(-2) + C(372)*FBK(-3) +
C(373)*FBK(-4) + C(374)*FBK(-5) + C(375)*FPI(-1) + C(376)*FPI(-2) +
C(377)*FPI(-3) + C(378)*FPI(-4) + C(379)*FPI(-5) + C(380)*IBV(-1) +
C(381)*IBV(-2) + C(382)*IBV(-3) + C(383)*IBV(-4) + C(384)*IBV(-5) +
C(385)*IVV(-1) + C(386)*IVV(-2) + C(387)*IVV(-3) + C(388)*IVV(-4) +
C(389)*IVV(-5) + C(390)*PID(-1) + C(391)*PID(-2) + C(392)*PID(-3) +
C(393)*PID(-4) + C(394)*PID(-5) + C(395)*SEL(-1) + C(396)*SEL(-2) +
C(397)*SEL(-3) + C(398)*SEL(-4) + C(399)*SEL(-5) + C(400)*TXC(-1)
+ C(401)*TXC(-2) + C(402)*TXC(-3) + C(403)*TXC(-4) + C(404)*TXC(-5)
+ C(405)

Observations: 148

R-squared	0.963181	Mean dependent var	0.393595
Adjusted R-squared	0.951675	S.D. dependent var	0.073986
S.E. of regression	0.016264	Sum squared resid	0.029627
Durbin-Watson stat	1.948261		

C.2. Diagnóstico de resíduos – vendas no varejo

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas no varejo.

Tabela C.2 – Testes de autocorrelação

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/03/13 Time: 16:48
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.674475	0.9956	1.685866	0.9955	9
2	5.406255	0.9981	5.468766	0.9979	18
3	17.20092	0.9260	17.50746	0.9179	27
4	22.49318	0.9616	22.94673	0.9551	36
5	28.31116	0.9755	28.96813	0.9695	45
6	35.52773	0.9754	36.48962	0.9675	54
7	46.47334	0.9411	47.97864	0.9195	63
8	53.14984	0.9532	55.03665	0.9314	72
9	58.06733	0.9746	60.27254	0.9590	81
10	69.68369	0.9447	72.73067	0.9082	90
11	78.37630	0.9374	82.12122	0.8901	99
12	86.36341	0.9379	90.81307	0.8834	108

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous variables

Tabela C.3 – Testes de normalidade

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 05/03/13 Time: 16:49
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.092044	0.227581	1	0.6333
2	-0.253145	1.681835	1	0.1947
3	-0.146914	0.576563	1	0.4477
Joint		2.485980	3	0.4778

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.671208	0.320978	1	0.5710
2	3.733362	3.413101	1	0.0647
3	3.370689	1.603902	1	0.2054
Joint		5.337981	3	0.1487

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.548559	2	0.7601
2	5.094936	2	0.0783
3	2.180465	2	0.3361
Joint	7.823961	25	0.9996

Tabela C.4 – Testes de heteroscedasticidade

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula:
homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor	Val. Crít. 1%	Val. Crít. 5%	Val. Crít. 10%
ivv	3,4507	0,0632	6,6349	3,8415	2,7055
pid	0,0838	0,7722	6,6349	3,8415	2,7055
txc	7,9825	0,0047	6,6349	3,8415	2,7055

APÊNDICE D – CAUSALIDADE DE VENDAS POR SEGMENTO

D.1. Estimação – combustíveis e lubrificantes

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes no varejo.

Tabela D.1 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes no varejo

System: SYSCEL Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression Date: 05/03/13 Time: 13:55 Sample: 2000M07 2012M10 Included observations: 148 Total system (balanced) observations 444 Linear estimation after one-step weighting matrix					C(279)	0.118446	0.044849	2.640972	0.0087
					C(280)	-0.063312	0.032562	-1.944351	0.0527
					C(281)	0.011323	0.119698	0.094595	0.9247
					C(282)	-0.023474	0.155754	-0.150710	0.8803
					C(283)	-0.081348	0.152482	-0.533493	0.5941
					C(284)	0.087548	0.144152	0.607326	0.5441
					C(285)	0.011429	0.111222	0.102759	0.9182
					C(286)	0.484361	0.095872	5.052186	0.0000
					C(287)	-0.136651	0.099600	-1.372002	0.1710
					C(288)	0.242079	0.095237	2.541861	0.0115
					C(289)	-0.304515	0.095399	-3.192027	0.0016
					C(290)	0.111787	0.094725	1.180113	0.2388
					C(291)	-0.020703	0.405697	-0.051030	0.9593
					C(292)	1.030180	0.501945	2.052378	0.0410
					C(293)	-1.888565	0.504030	-3.746926	0.0002
					C(294)	1.093962	0.501256	2.182442	0.0298
					C(295)	0.195059	0.351192	0.555421	0.5790
					C(296)	-0.155110	0.312152	-0.496907	0.6196
					C(297)	-0.720685	0.405193	-1.778620	0.0763
					C(298)	1.500881	0.416687	3.601939	0.0004
					C(299)	-1.339954	0.416343	-3.218388	0.0014
					C(300)	0.094508	0.304316	0.310558	0.7563
					C(301)	2.527835	0.605257	4.176463	0.0000
					C(302)	0.024774	0.028426	0.871514	0.3841
					C(303)	0.189765	0.028370	6.688987	0.0000
					C(304)	0.021393	0.028096	0.761406	0.4470
					C(305)	0.138157	0.028303	4.881290	0.0000
					C(306)	0.052672	0.021624	2.435832	0.0154
					C(307)	0.174190	0.026157	6.659342	0.0000
					C(308)	0.146760	0.017088	8.588238	0.0000
					C(309)	0.158957	0.023329	6.813860	0.0000
					C(310)	0.190705	0.019069	10.00081	0.0000
					C(311)	0.143721	0.020262	7.093052	0.0000
					C(312)	0.058052	0.021915	2.649001	0.0085
					C(365)	0.100789	0.164788	0.611627	0.5412
					C(366)	-0.119130	0.073479	-1.621268	0.1060
					C(367)	-0.075934	0.069372	-1.094598	0.2745
					C(368)	0.125020	0.066284	1.886106	0.0602
					C(369)	-0.022080	0.067388	-0.327663	0.7434
					C(370)	0.061575	0.022243	2.768242	0.0060
					C(371)	0.011009	0.024738	0.445021	0.6566
					C(372)	-0.054429	0.026443	-2.058311	0.0404
					C(373)	-0.015268	0.025610	-0.596170	0.5515
					C(374)	0.005561	0.022217	0.250316	0.8025
					C(380)	-0.017265	0.017856	-0.966911	0.3343
					C(381)	-0.016194	0.025608	-0.632398	0.5276
					C(382)	0.004607	0.025939	0.177591	0.8592
					C(383)	0.053725	0.025343	2.119881	0.0348
					C(384)	-0.019100	0.018378	-1.039263	0.2995
					C(385)	0.119295	0.044549	2.677825	0.0078
					C(386)	-0.002312	0.050278	-0.045989	0.9633
					C(387)	0.073544	0.043811	1.678676	0.0942
					C(388)	-0.165341	0.043549	-3.796661	0.0002
					C(389)	0.107767	0.042006	2.565545	0.0108
					C(390)	-0.064425	0.036041	-1.787519	0.0748
					C(391)	-0.040623	0.047071	-0.863020	0.3888
					C(392)	0.010001	0.047334	0.211279	0.8328
					C(393)	0.069556	0.047645	1.459882	0.1453
					C(394)	-0.033316	0.040687	-0.818830	0.4135
					C(395)	0.171605	0.190554	0.900561	0.3685
					C(396)	-0.479964	0.252439	-1.901308	0.0582
					C(397)	0.141857	0.265166	0.534973	0.5930
					C(398)	-0.069019	0.261751	-0.263682	0.7922
					C(399)	0.274034	0.186130	1.472270	0.1419
					C(400)	0.689466	0.158319	4.354908	0.0000
					C(401)	0.455457	0.215783	2.110716	0.0356
					C(402)	-0.232605	0.233687	-0.995367	0.3203
					C(403)	0.088560	0.235243	0.376463	0.7068
					C(404)	-0.054006	0.168422	-0.320680	0.7487
					C(405)	-0.311383	0.278668	-1.117399	0.2647

Determinant residual covariance 2.58E-11

Equation: CEL = C(209)*CPFFD(-1) + C(210)*CPFFD(-2) + C(211)*CPFFD(-3) + C(212)*CPFFD(-4) + C(213)*CPFFD(-5) + C(214)*FBK(-1) + C(215)*FBK(-2) + C(216)*FBK(-3) + C(217)*FBK(-4) + C(218)*FBK(-5) + C(224)*IBV(-1) + C(225)*IBV(-2) + C(226)*IBV(-3) + C(227)*IBV(-4) + C(228)*IBV(-5) + C(229)*CEL(-1) + C(230)*CEL(-2) + C(231)*CEL(-3) + C(232)*CEL(-4) + C(233)*CEL(-5) + C(234)*PID(-1) + C(235)*PID(-2) + C(236)*PID(-3) + C(237)*PID(-4) + C(238)*PID(-5) + C(239)*SEL(-1) + C(240)*SEL(-2) + C(241)*SEL(-3) + C(242)*SEL(-4) + C(243)*SEL(-5) + C(244)*TXC(-1) + C(245)*TXC(-2) + C(246)*TXC(-3) + C(247)*TXC(-4) + C(248)*TXC(-5) + C(249) + C(250)*D02 + C(251)*D03 + C(252)*D04 + C(253)*D05 + C(254)*D06 + C(255)*D07 + C(256)*D08 + C(257)*D09 + C(258)*D10 + C(259)*D11 + C(260)*D12

Observations: 148

R-squared	0.870994	Mean dependent var	3.837035
Adjusted R-squared	0.812239	S.D. dependent var	0.049418
S.E. of regression	0.021414	Sum squared resid	0.046313
Durbin-Watson stat	1.957663		

Equation: PID = C(261)*CPFFD(-1) + C(262)*CPFFD(-2) + C(263)*CPFFD(-3) + C(264)*CPFFD(-4) + C(265)*CPFFD(-5) + C(266)*FBK(-1) + C(267)*FBK(-2) + C(268)*FBK(-3) + C(269)*FBK(-4) + C(270)*FBK(-5) + C(276)*IBV(-1) + C(277)*IBV(-2) + C(278)*IBV(-3) + C(279)*IBV(-4) + C(280)*IBV(-5) + C(281)*CEL(-1) + C(282)*CEL(-2) + C(283)*CEL(-3) + C(284)*CEL(-4) + C(285)*CEL(-5) + C(286)*PID(-1) + C(287)*PID(-2) + C(288)*PID(-3) + C(289)*PID(-4) + C(290)*PID(-5) + C(291)*SEL(-1) + C(292)*SEL(-2) + C(293)*SEL(-3) + C(294)*SEL(-4) + C(295)*SEL(-5) + C(296)*TXC(-1) + C(297)*TXC(-2) + C(298)*TXC(-3) + C(299)*TXC(-4) + C(300)*TXC(-5) + C(301) + C(302)*D02 + C(303)*D03 + C(304)*D04 + C(305)*D05 + C(306)*D06 + C(307)*D07 + C(308)*D08 + C(309)*D09 + C(310)*D10 + C(311)*D11 + C(312)*D12

Observations: 148

R-squared	0.965655	Mean dependent var	4.720195
Adjusted R-squared	0.950012	S.D. dependent var	0.123509
S.E. of regression	0.027614	Sum squared resid	0.077017
Durbin-Watson stat	2.106633		

Equation: TXC = C(365)*CPFFD(-1) + C(366)*CPFFD(-2) + C(367)*CPFFD(-3) + C(368)*CPFFD(-4) + C(369)*CPFFD(-5) + C(370)*FBK(-1) + C(371)*FBK(-2) + C(372)*FBK(-3) + C(373)*FBK(-4) + C(374)*FBK(-5) + C(380)*IBV(-1) + C(381)*IBV(-2) + C(382)*IBV(-3) + C(383)*IBV(-4) + C(384)*IBV(-5) + C(385)*CEL(-1) + C(386)*CEL(-2) + C(387)*CEL(-3) + C(388)*CEL(-4) + C(389)*CEL(-5) + C(390)*PID(-1) + C(391)*PID(-2) + C(392)*PID(-3) + C(393)*PID(-4) + C(394)*PID(-5) + C(395)*SEL(-1) + C(396)*SEL(-2) + C(397)*SEL(-3) + C(398)*SEL(-4) + C(399)*SEL(-5) + C(400)*TXC(-1) + C(401)*TXC(-2) + C(402)*TXC(-3) + C(403)*TXC(-4) + C(404)*TXC(-5) + C(405)

Observations: 148

R-squared	0.964427	Mean dependent var	0.393595
Adjusted R-squared	0.953311	S.D. dependent var	0.073986
S.E. of regression	0.015987	Sum squared resid	0.028624
Durbin-Watson stat	1.950671		

D.2. Diagnóstico de resíduos – combustíveis e lubrificantes

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas de combustíveis e lubrificantes no varejo.

Tabela D.2 – Testes de autocorrelação

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/03/13 Time: 13:54
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.576155	0.9965	1.586877	0.9964	9
2	4.401035	0.9995	4.450454	0.9995	18
3	8.868587	0.9996	9.010438	0.9995	27
4	19.86848	0.9865	20.31588	0.9836	36
5	24.00620	0.9957	24.59828	0.9943	45
6	33.62372	0.9866	34.62218	0.9814	54
7	43.38366	0.9719	44.86665	0.9593	63
8	48.22672	0.9860	49.98646	0.9776	72
9	59.18760	0.9674	61.65704	0.9460	81
10	66.05652	0.9727	69.02370	0.9509	90
11	78.53142	0.9358	82.50024	0.8843	99
12	106.5062	0.5226	112.9434	0.3532	108

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous variables

Tabela D.3 – Testes de normalidade

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 05/03/13 Time: 13:53
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.204904	1.111990	1	0.2916
2	-0.123243	0.406840	1	0.5236
3	-0.294211	2.251232	1	0.1335
Joint		3.770062	3	0.2874

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.275748	0.791233	1	0.3737
2	3.640081	3.797636	1	0.0513
3	3.518277	1.428525	1	0.2320
Joint		6.017394	3	0.1108

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.903223	2	0.3861
2	4.204475	2	0.1222
3	3.679758	2	0.1588
Joint	9.787457	25	0.9972

Tabela D.4 – Testes de heteroscedasticidade

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula:
homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor	Val. Crit. 1%	Val. Crit. 5%	Val. Crit. 10%
cel	0,1193	0,7297	6,6349	3,8415	2,7055
pid	0,3966	0,5288	6,6349	3,8415	2,7055
sel	5,5517	0,0184	6,6349	3,8415	2,7055

D.3. Estimação – hipermercados e supermercados

Dados de estimação do sistema de equações do modelo de vendas de hipermercados e supermercados no varejo.

Tabela D.5 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de hipermercados e supermercados no varejo

System: SYSSES Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression Date: 05/03/13 Time: 11:20 Sample: 2000M07 2012M10 Included observations: 148 Total system (balanced) observations 444 Linear estimation after one-step weighting matrix					C(280)	-0.044284	0.031622	-1.400430	0.1624
					C(281)	0.242745	0.114172	2.126140	0.0343
					C(282)	-0.202460	0.115278	-1.756273	0.0800
					C(283)	-0.303171	0.095336	-3.180035	0.0016
					C(284)	-0.109213	0.109893	-0.993814	0.3211
					C(285)	0.414027	0.107237	3.860868	0.0001
					C(286)	0.378927	0.086228	4.394458	0.0000
					C(287)	0.056572	0.094941	0.595866	0.5517
					C(288)	0.258402	0.089553	2.885463	0.0042
					C(289)	-0.280480	0.089142	-3.146460	0.0018
					C(290)	0.019184	0.086038	0.222974	0.8237
					C(291)	0.333424	0.322257	1.034654	0.3016
					C(292)	-0.014500	0.419719	-0.034548	0.9725
					C(293)	-0.769701	0.396715	-1.940183	0.0533
					C(294)	0.126313	0.382023	0.330643	0.7411
					C(295)	0.824130	0.288009	2.861471	0.0045
					C(296)	-0.401247	0.274209	-1.463286	0.1444
					C(297)	0.076899	0.363290	0.211674	0.8325
					C(298)	0.662489	0.350024	1.892694	0.0593
					C(299)	-0.499631	0.335027	-1.491317	0.1369
					C(300)	-0.430965	0.249409	-1.727942	0.0850
					C(301)	2.405118	0.442039	5.440965	0.0000
					C(302)	0.169826	0.048480	3.503051	0.0005
					C(303)	0.313791	0.048012	6.535731	0.0000
					C(304)	0.087685	0.055487	1.580271	0.1151
					C(305)	0.043034	0.046573	0.924016	0.3562
					C(306)	0.106478	0.033971	3.134423	0.0019
					C(307)	0.260330	0.040153	6.483521	0.0000
					C(308)	0.184643	0.032296	5.717257	0.0000
					C(309)	0.183922	0.032273	5.698943	0.0000
					C(310)	0.234211	0.031468	7.442823	0.0000
					C(311)	0.196117	0.030094	6.516796	0.0000
					C(312)	0.088737	0.033012	2.687989	0.0076
					C(370)	0.065429	0.022654	2.888207	0.0041
					C(371)	-0.002530	0.026591	-0.095135	0.9243
					C(372)	-0.047925	0.027920	-1.716533	0.0871
					C(373)	-0.009587	0.027238	-0.351985	0.7251
					C(374)	0.027107	0.024382	1.111736	0.2671
					C(375)	-0.021710	0.055106	-0.393978	0.6939
					C(376)	0.046938	0.057606	0.814810	0.4158
					C(377)	-0.022464	0.055586	-0.404124	0.6864
					C(378)	-0.020747	0.054998	-0.377231	0.7063
					C(379)	0.022976	0.036038	0.637548	0.5242
					C(380)	-0.032536	0.017764	-1.831531	0.0680
					C(381)	-0.006159	0.025158	-0.244797	0.8068
					C(382)	0.008339	0.025331	0.329195	0.7422
					C(383)	0.026640	0.024581	1.083771	0.2793
					C(384)	-0.029936	0.018073	-1.656406	0.0986
					C(385)	-0.002442	0.029661	-0.082344	0.9344
					C(386)	-0.055034	0.034197	-1.609344	0.1085
					C(387)	-0.040331	0.033168	-1.215967	0.2249
					C(388)	-0.065315	0.031439	-2.077506	0.0386
					C(389)	0.080043	0.033352	2.399967	0.0170
					C(390)	-0.040358	0.036564	-1.103763	0.2705
					C(391)	-0.075466	0.043608	-1.730552	0.0845
					C(392)	0.110712	0.046968	2.357192	0.0190
					C(393)	0.023903	0.043161	0.553807	0.5801
					C(394)	0.002513	0.037947	0.066220	0.9472
					C(395)	0.264284	0.175691	1.504248	0.1335
					C(396)	-0.596377	0.235882	-2.528287	0.0120
					C(397)	0.018221	0.232448	0.078388	0.9376
					C(398)	0.173569	0.227073	0.764374	0.4452
					C(399)	0.079824	0.170287	0.468762	0.6396
					C(400)	0.576943	0.156171	3.694299	0.0003
					C(401)	0.331930	0.212059	1.565270	0.1185
					C(402)	-0.116788	0.212941	-0.548454	0.5838
					C(403)	-0.050799	0.207051	-0.245347	0.8063
					C(404)	-0.060103	0.149950	-0.400819	0.6888
					C(405)	0.495812	0.205030	2.418243	0.0162

Determinant residual covariance 2.41E-11

Equation: HES = C(214)*FBK(-1) + C(215)*FBK(-2) + C(216)*FBK(-3) +
C(217)*FBK(-4) + C(218)*FBK(-5) + C(219)*FPI(-1) + C(220)*FPI(-2) +
C(221)*FPI(-3) + C(222)*FPI(-4) + C(223)*FPI(-5) + C(224)*IBV(-1) +
C(225)*IBV(-2) + C(226)*IBV(-3) + C(227)*IBV(-4) + C(228)*IBV(-5) +
C(229)*HES(-1) + C(230)*HES(-2) + C(231)*HES(-3) + C(232)*HES(-4)
+ C(233)*HES(-5) + C(234)*PID(-1) + C(235)*PID(-2) + C(236)*PID(-3)
+ C(237)*PID(-4) + C(238)*PID(-5) + C(239)*SEL(-1) + C(240)*SEL(-2)
+ C(241)*SEL(-3) + C(242)*SEL(-4) + C(243)*SEL(-5) + C(244)*TXC(
-1) + C(245)*TXC(-2) + C(246)*TXC(-3) + C(247)*TXC(-4) + C(248)
*TXC(-5) + C(249) + C(250)*D02 + C(251)*D03 + C(252)*D04 + C(253)
*D05 + C(254)*D06 + C(255)*D07 + C(256)*D08 + C(257)*D09 +
C(258)*D10 + C(259)*D11 + C(260)*D12

Observations: 148

R-squared	0.992366	Mean dependent var	3.602280
Adjusted R-squared	0.988889	S.D. dependent var	0.192504
S.E. of regression	0.020291	Sum squared resid	0.041586
Durbin-Watson stat	1.966962		

Equation: PID = C(266)*FBK(-1) + C(267)*FBK(-2) + C(268)*FBK(-3) +
C(269)*FBK(-4) + C(270)*FBK(-5) + C(271)*FPI(-1) + C(272)*FPI(-2) +
C(273)*FPI(-3) + C(274)*FPI(-4) + C(275)*FPI(-5) + C(276)*IBV(-1) +
C(277)*IBV(-2) + C(278)*IBV(-3) + C(279)*IBV(-4) + C(280)*IBV(-5) +
C(281)*HES(-1) + C(282)*HES(-2) + C(283)*HES(-3) + C(284)*HES(-4)
+ C(285)*HES(-5) + C(286)*PID(-1) + C(287)*PID(-2) + C(288)*PID(-3)
+ C(289)*PID(-4) + C(290)*PID(-5) + C(291)*SEL(-1) + C(292)*SEL(-2)
+ C(293)*SEL(-3) + C(294)*SEL(-4) + C(295)*SEL(-5) + C(296)*TXC(
-1) + C(297)*TXC(-2) + C(298)*TXC(-3) + C(299)*TXC(-4) + C(300)
*TXC(-5) + C(301) + C(302)*D02 + C(303)*D03 + C(304)*D04 + C(305)
*D05 + C(306)*D06 + C(307)*D07 + C(308)*D08 + C(309)*D09 +
C(310)*D10 + C(311)*D11 + C(312)*D12

Observations: 148

R-squared	0.969089	Mean dependent var	4.720195
Adjusted R-squared	0.955011	S.D. dependent var	0.123509
S.E. of regression	0.026197	Sum squared resid	0.069315
Durbin-Watson stat	2.119109		

Equation: TXC = C(370)*FBK(-1) + C(371)*FBK(-2) + C(372)*FBK(-3) +
C(373)*FBK(-4) + C(374)*FBK(-5) + C(375)*FPI(-1) + C(376)*FPI(-2) +
C(377)*FPI(-3) + C(378)*FPI(-4) + C(379)*FPI(-5) + C(380)*IBV(-1) +
C(381)*IBV(-2) + C(382)*IBV(-3) + C(383)*IBV(-4) + C(384)*IBV(-5) +
C(385)*HES(-1) + C(386)*HES(-2) + C(387)*HES(-3) + C(388)*HES(-4)
+ C(389)*HES(-5) + C(390)*PID(-1) + C(391)*PID(-2) + C(392)*PID(-3)
+ C(393)*PID(-4) + C(394)*PID(-5) + C(395)*SEL(-1) + C(396)*SEL(-2)
+ C(397)*SEL(-3) + C(398)*SEL(-4) + C(399)*SEL(-5) + C(400)*TXC(
-1) + C(401)*TXC(-2) + C(402)*TXC(-3) + C(403)*TXC(-4) + C(404)
*TXC(-5) + C(405)

Observations: 148

R-squared	0.965466	Mean dependent var	0.393595
Adjusted R-squared	0.954674	S.D. dependent var	0.073986
S.E. of regression	0.015752	Sum squared resid	0.027789
Durbin-Watson stat	1.991502		

D.4. Diagnóstico de resíduos – hipermercados e supermercados

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas de hipermercados e supermercados no varejo.

Tabela D.6 – Testes de autocorrelação

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/03/13 Time: 11:21
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.222176	0.9874	2.237293	0.9871	9
2	3.819037	0.9998	3.856028	0.9998	18
3	13.88666	0.9823	14.13194	0.9799	27
4	18.09143	0.9944	18.45351	0.9932	36
5	25.62232	0.9911	26.24772	0.9885	45
6	33.28430	0.9881	34.23345	0.9836	54
7	52.33115	0.8289	54.22588	0.7767	63
8	57.74381	0.8888	59.94784	0.8438	72
9	65.50010	0.8947	68.20634	0.8439	81
10	76.06138	0.8526	79.53293	0.7771	90
11	82.60184	0.8827	86.59853	0.8087	99
12	95.04082	0.8089	100.1351	0.6925	108

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution
*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous variables

Tabela D.7 – Testes de normalidade

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 05/03/13 Time: 11:20
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.171514	0.783218	1	0.3762
2	-0.180992	0.870948	1	0.3507
3	-0.126972	0.431660	1	0.5112
Joint		2.085826	3	0.5548

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.921547	6.164493	1	0.0130
2	3.625042	3.241253	1	0.0718
3	3.450591	2.243274	1	0.1342
Joint		11.64902	3	0.0087

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.947711	2	0.0310
2	4.112201	2	0.1280
3	2.674934	2	0.2625
Joint	13.73485	25	0.9662

Tabela D.8 – Testes de heteroscedasticidade

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula:
homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor	Val. Crít. 1%	Val. Crít. 5%	Val. Crít. 10%
hes	0,8439	0,3582	6,6349	3,8415	2,7055
pid	0,3284	0,5566	6,6349	3,8415	2,7055
txc	9,9661	0,0016	6,6349	3,8415	2,7055

Determinant residual covariance	1.10E-10
---------------------------------	----------

Equation: MEE = C(214)*FBK(-1) + C(215)*FBK(-2) + C(216)*FBK(-3) +
C(217)*FBK(-4) + C(218)*FBK(-5) + C(224)*IBV(-1) + C(225)*IBV(-2) +
C(226)*IBV(-3) + C(227)*IBV(-4) + C(228)*IBV(-5) + C(229)*MEE(-1) +
C(230)*MEE(-2) + C(231)*MEE(-3) + C(232)*MEE(-4) + C(233)*MEE(-5)
+ C(234)*PID(-1) + C(235)*PID(-2) + C(236)*PID(-3) + C(237)*PID(-4) +
C(238)*PID(-5) + C(239)*SEL(-1) + C(240)*SEL(-2) + C(241)*SEL(-3) +
C(242)*SEL(-4) + C(243)*SEL(-5) + C(244)*TXC(-1) + C(245)*TXC(-2)
+ C(246)*TXC(-3) + C(247)*TXC(-4) + C(248)*TXC(-5) + C(249) +
C(250)*D02 + C(251)*D03 + C(252)*D04 + C(253)*D05 + C(254)*D06
+ C(255)*D07 + C(256)*D08 + C(257)*D09 + C(258)*D10 + C(259)
*D11 + C(260)*D12

Observations: 148

R-squared	0.987115	Mean dependent var	3.590396
Adjusted R-squared	0.982131	S.D. dependent var	0.284681
S.E. of regression	0.038054	Sum squared resid	0.153503
Durbin-Watson stat	2.018217		

Equation: PID = C(266)*FBK(-1) + C(267)*FBK(-2) + C(268)*FBK(-3) +
C(269)*FBK(-4) + C(270)*FBK(-5) + C(276)*IBV(-1) + C(277)*IBV(-2) +
C(278)*IBV(-3) + C(279)*IBV(-4) + C(280)*IBV(-5) + C(281)*MEE(-1) +
C(282)*MEE(-2) + C(283)*MEE(-3) + C(284)*MEE(-4) + C(285)*MEE(-5)
+ C(286)*PID(-1) + C(287)*PID(-2) + C(288)*PID(-3) + C(289)*PID(-4) +
C(290)*PID(-5) + C(291)*SEL(-1) + C(292)*SEL(-2) + C(293)*SEL(-3) +
C(294)*SEL(-4) + C(295)*SEL(-5) + C(296)*TXC(-1) + C(297)*TXC(-2)
+ C(298)*TXC(-3) + C(299)*TXC(-4) + C(300)*TXC(-5) + C(301) +
C(302)*D02 + C(303)*D03 + C(304)*D04 + C(305)*D05 + C(306)*D06
+ C(307)*D07 + C(308)*D08 + C(309)*D09 + C(310)*D10 + C(311)
*D11 + C(312)*D12

Observations: 148

R-squared	0.964703	Mean dependent var	4.720195
Adjusted R-squared	0.951050	S.D. dependent var	0.123509
S.E. of regression	0.027326	Sum squared resid	0.079151
Durbin-Watson stat	2.015548		

Equation: TXC = C(370)*FBK(-1) + C(371)*FBK(-2) + C(372)*FBK(-3) +
C(373)*FBK(-4) + C(374)*FBK(-5) + C(380)*IBV(-1) + C(381)*IBV(-2) +
C(382)*IBV(-3) + C(383)*IBV(-4) + C(384)*IBV(-5) + C(385)*MEE(-1) +
C(386)*MEE(-2) + C(387)*MEE(-3) + C(388)*MEE(-4) + C(389)*MEE(-5)
+ C(390)*PID(-1) + C(391)*PID(-2) + C(392)*PID(-3) + C(393)*PID(-4) +
C(394)*PID(-5) + C(395)*SEL(-1) + C(396)*SEL(-2) + C(397)*SEL(-3) +
C(398)*SEL(-4) + C(399)*SEL(-5) + C(400)*TXC(-1) + C(401)*TXC(-2)
+ C(402)*TXC(-3) + C(403)*TXC(-4) + C(404)*TXC(-5) + C(405)

Observations: 148

R-squared	0.959053	Mean dependent var	0.393595
Adjusted R-squared	0.948554	S.D. dependent var	0.073986
S.E. of regression	0.016781	Sum squared resid	0.032949
Durbin-Watson stat	1.958466		

D.6. Diagnóstico de resíduos – móveis e eletrodomésticos

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas de móveis e eletrodomésticos no varejo.

Tabela D.10 – Testes de autocorrelação

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/03/13 Time: 13:50
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.323313	0.9983	1.332315	0.9982	9
2	2.871815	1.0000	2.902030	1.0000	18
3	8.048716	0.9998	8.186039	0.9998	27
4	19.62402	0.9880	20.08288	0.9852	36
5	26.96931	0.9848	27.68500	0.9802	45
6	35.72341	0.9740	36.80899	0.9645	54
7	45.13380	0.9566	46.68656	0.9384	63
8	48.28330	0.9858	50.01603	0.9775	72
9	51.42206	0.9958	53.35802	0.9924	81
10	54.60264	0.9988	56.76908	0.9976	90
11	64.06050	0.9975	66.98633	0.9943	99
12	76.07849	0.9915	80.06473	0.9797	108

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous variables

Tabela D.11 – Testes de normalidade

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 05/03/13 Time: 13:49
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.166554	0.739093	1	0.3900
2	-0.137462	0.505337	1	0.4772
3	-0.118245	0.374708	1	0.5404
Joint		1.619138	3	0.6551

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.027379	7.387799	1	0.0066
2	3.290040	1.173774	1	0.2786
3	3.504926	2.695340	1	0.1006
Joint		11.25691	3	0.0104

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8.126891	2	0.0172
2	1.679111	2	0.4319
3	3.070048	2	0.2155
Joint	12.87605	25	0.9780

Tabela D.12 – Testes de heteroscedasticidade

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula:
homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor	Val. Crít. 1%	Val. Crít. 5%	Val. Crít. 10%
mee	0,2189	0,6398	6,6349	3,8415	2,7055
pid	0,0520	0,8195	6,6349	3,8415	2,7055
txc	5,2004	0,0226	6,6349	3,8415	2,7055

D.7. Estimação – tecidos, vestuário e calçados

Dados de estimação do sistema de equações do modelo de vendas de tecidos, vestuário e calçados no varejo.

Tabela D.13 – Estimação dos coeficientes do sistema de equações do modelo de vendas de móveis e eletrodomésticos no varejo

System: SYSTVC
 Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
 Date: 05/03/13 Time: 15:12
 Sample: 2000M07 2012M10
 Included observations: 148
 Total system (balanced) observations 444
 Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(214)	0.024360	0.056679	0.429786	0.6676
C(215)	-0.085722	0.066237	-1.294182	0.1966
C(216)	0.060816	0.070441	0.863362	0.3886
C(217)	-0.024593	0.067381	-0.364977	0.7154
C(218)	-0.069024	0.060995	-1.131627	0.2587
C(219)	-0.269610	0.158150	-1.704775	0.0892
C(220)	0.284886	0.168529	1.690421	0.0919
C(221)	0.501241	0.163971	3.056892	0.0024
C(222)	-0.423668	0.168825	-2.509511	0.0126
C(223)	0.050570	0.153201	0.330087	0.7416
C(224)	0.048556	0.045399	1.069534	0.2857
C(225)	0.037458	0.064340	0.582184	0.5609
C(226)	-0.151749	0.065032	-2.333436	0.0203
C(227)	0.227567	0.061747	3.685491	0.0003
C(228)	-0.115434	0.047198	-2.445753	0.0150
C(229)	0.564679	0.090378	6.247998	0.0000
C(230)	0.203733	0.098012	2.078651	0.0385
C(231)	-0.199871	0.096466	-2.071934	0.0391
C(232)	0.147231	0.093876	1.568353	0.1178
C(233)	0.099651	0.088505	1.125932	0.2611
C(234)	-0.321459	0.148463	-2.165248	0.0311
C(235)	-0.010203	0.158080	-0.064540	0.9486
C(236)	0.183923	0.153209	1.200470	0.2309
C(237)	-0.157664	0.152664	-1.032751	0.3025
C(238)	-0.017281	0.146031	-0.118339	0.9059
C(239)	-0.558926	0.471955	-1.184279	0.2372
C(240)	1.640870	0.611444	2.683599	0.0077
C(241)	-1.607680	0.606580	-2.650403	0.0084
C(242)	0.504683	0.600533	0.840392	0.4013
C(243)	0.405945	0.445146	0.911936	0.3625
C(244)	0.290001	0.414931	0.698914	0.4851
C(245)	-0.890334	0.539001	-1.651823	0.0996
C(246)	0.879354	0.539423	1.630175	0.1041
C(247)	-0.428464	0.519477	-0.824799	0.4101
C(248)	-0.540866	0.386693	-1.398696	0.1629
C(249)	1.801884	0.763639	2.359603	0.0189
C(250)	-0.021921	0.073136	-0.299729	0.7646
C(251)	0.258077	0.085523	3.017646	0.0028
C(252)	0.049820	0.083285	0.598188	0.5501
C(253)	0.311972	0.077181	4.042064	0.0001
C(254)	0.121563	0.049634	2.449205	0.0149
C(255)	0.211561	0.053335	3.966621	0.0001
C(256)	0.266127	0.053269	4.995948	0.0000
C(257)	0.204076	0.053098	3.843365	0.0001
C(258)	0.277870	0.051901	5.353805	0.0000
C(259)	0.287262	0.048701	5.898448	0.0000
C(260)	0.657226	0.044639	14.72308	0.0000
C(266)	-0.071452	0.037254	-1.917959	0.0560
C(267)	-0.006460	0.043514	-0.148466	0.8821
C(268)	0.031624	0.046275	0.683380	0.4949
C(269)	-0.010289	0.044262	-0.232444	0.8163
C(270)	0.039204	0.040071	0.978359	0.3287
C(271)	-0.205767	0.104006	-1.978420	0.0488
C(272)	-0.045165	0.110864	-0.407394	0.6840
C(273)	0.037138	0.107944	0.344048	0.7310
C(274)	0.004009	0.111149	0.036068	0.9713
C(275)	0.131097	0.101066	1.297135	0.1955
C(276)	0.067924	0.029838	2.276406	0.0235
C(277)	0.019515	0.042271	0.461655	0.6446
C(278)	-0.107729	0.042729	-2.521227	0.0122
C(279)	0.124465	0.040564	3.068360	0.0023
C(280)	-0.051274	0.031020	-1.652916	0.0993

C(281)	0.193875	0.059665	3.249369	0.0013
C(282)	-0.077524	0.064657	-1.199002	0.2314
C(283)	-0.192867	0.063625	-3.031323	0.0026
C(284)	0.122576	0.061920	1.979567	0.0486
C(285)	0.037459	0.058369	0.641766	0.5215
C(286)	0.276315	0.097874	2.823168	0.0051
C(287)	0.091423	0.104148	0.877819	0.3807
C(288)	0.358156	0.100876	3.550477	0.0004
C(289)	-0.412878	0.100534	-4.106851	0.0001
C(290)	0.059293	0.096211	0.616275	0.5382
C(291)	-0.022562	0.310237	-0.072725	0.9421
C(292)	0.711090	0.401822	1.769663	0.0778
C(293)	-1.173717	0.398688	-2.943950	0.0035
C(294)	0.182561	0.394675	0.462562	0.6440
C(295)	0.717509	0.292489	2.453112	0.0147
C(296)	-0.093502	0.272702	-0.342871	0.7319
C(297)	-0.623804	0.354102	-1.761653	0.0791
C(298)	0.999125	0.354411	2.819113	0.0051
C(299)	-0.546333	0.341232	-1.601059	0.1104
C(300)	-0.315318	0.254035	-1.241237	0.2154
C(301)	2.739808	0.503242	5.444317	0.0000
C(302)	0.163777	0.048325	3.389097	0.0008
C(303)	0.379754	0.056509	6.720215	0.0000
C(304)	0.086254	0.055031	1.567383	0.1180
C(305)	0.176735	0.050998	3.465556	0.0006
C(306)	0.085534	0.032795	2.608114	0.0095
C(307)	0.258087	0.035241	7.323415	0.0000
C(308)	0.256284	0.035197	7.281362	0.0000
C(309)	0.224532	0.035085	6.399717	0.0000
C(310)	0.270085	0.034294	7.875600	0.0000
C(311)	0.214840	0.032179	6.676308	0.0000
C(312)	0.117059	0.029495	3.968718	0.0001
C(313)	0.073423	0.022755	3.226750	0.0014
C(314)	0.004413	0.027871	0.158330	0.8743
C(315)	-0.050532	0.029651	-1.704223	0.0893
C(316)	-0.013266	0.028537	-0.464880	0.6423
C(317)	0.021891	0.025623	0.854341	0.3936
C(318)	-0.074780	0.060192	-1.242363	0.2150
C(319)	-0.021274	0.062149	-0.342301	0.7324
C(320)	-0.073306	0.055237	-1.327125	0.1854
C(321)	0.002073	0.056242	0.036850	0.9706
C(322)	-0.003452	0.033902	-0.101828	0.9190
C(323)	-0.027318	0.018344	-1.489239	0.1374
C(324)	-0.010601	0.026902	-0.394066	0.6938
C(325)	0.007651	0.027038	0.282959	0.7774
C(326)	0.032646	0.025991	1.256049	0.2100
C(327)	-0.010696	0.019080	-0.560573	0.5755
C(328)	0.003910	0.014766	0.264833	0.7913
C(329)	0.005419	0.021834	0.248190	0.8041
C(330)	0.026354	0.022754	1.158230	0.2477
C(331)	-0.010451	0.021773	-0.479993	0.6316
C(332)	0.045325	0.021394	2.118635	0.0349
C(333)	-0.043823	0.039254	-1.116383	0.2651
C(334)	-0.079690	0.047322	-1.684002	0.0932
C(335)	0.100629	0.050503	1.992524	0.0472
C(336)	0.027451	0.049107	0.558995	0.5766
C(337)	-0.023193	0.043553	-0.532536	0.5947
C(338)	0.238172	0.187919	1.267418	0.2059
C(339)	-0.563457	0.249600	-2.257444	0.0247
C(340)	0.035626	0.244068	0.145969	0.8840
C(341)	0.173783	0.243853	0.712657	0.4766
C(342)	0.033851	0.184381	0.183592	0.8545
C(343)	0.639353	0.168100	3.803415	0.0002
C(344)	0.306536	0.226373	1.354117	0.1767
C(345)	-0.033066	0.224785	-0.147099	0.8831
C(346)	-0.048943	0.220538	-0.221925	0.8245
C(347)	0.045716	0.162788	0.280831	0.7790
C(348)	0.501792	0.217800	2.303910	0.0219

Determinant residual covariance 9.47E-11

Equation: TVC = C(214)*FBK(-1) + C(215)*FBK(-2) + C(216)*FBK(-3) +
C(217)*FBK(-4) + C(218)*FBK(-5) + C(219)*FPI(-1) + C(220)*FPI(-2) +
C(221)*FPI(-3) + C(222)*FPI(-4) + C(223)*FPI(-5) + C(224)*IBV(-1) +
C(225)*IBV(-2) + C(226)*IBV(-3) + C(227)*IBV(-4) + C(228)*IBV(-5) +
C(229)*TVC(-1) + C(230)*TVC(-2) + C(231)*TVC(-3) + C(232)*TVC(-4)
+ C(233)*TVC(-5) + C(234)*PID(-1) + C(235)*PID(-2) + C(236)*PID(-3)
+ C(237)*PID(-4) + C(238)*PID(-5) + C(239)*SEL(-1) + C(240)*SEL(-2)
+ C(241)*SEL(-3) + C(242)*SEL(-4) + C(243)*SEL(-5) + C(244)*TXC(
-1) + C(245)*TXC(-2) + C(246)*TXC(-3) + C(247)*TXC(-4) + C(248)
*TXC(-5) + C(249) + C(250)*D02 + C(251)*D03 + C(252)*D04 + C(253)
*D05 + C(254)*D06 + C(255)*D07 + C(256)*D08 + C(257)*D09 +
C(258)*D10 + C(259)*D11 + C(260)*D12

Observations: 148

R-squared	0.984610	Mean dependent var	3.548810
Adjusted R-squared	0.977600	S.D. dependent var	0.270942
S.E. of regression	0.040551	Sum squared resid	0.166079
Durbin-Watson stat	1.897354		

Equation: PID = C(266)*FBK(-1) + C(267)*FBK(-2) + C(268)*FBK(-3) +
C(269)*FBK(-4) + C(270)*FBK(-5) + C(271)*FPI(-1) + C(272)*FPI(-2) +
C(273)*FPI(-3) + C(274)*FPI(-4) + C(275)*FPI(-5) + C(276)*IBV(-1) +
C(277)*IBV(-2) + C(278)*IBV(-3) + C(279)*IBV(-4) + C(280)*IBV(-5) +
C(281)*TVC(-1) + C(282)*TVC(-2) + C(283)*TVC(-3) + C(284)*TVC(-4)
+ C(285)*TVC(-5) + C(286)*PID(-1) + C(287)*PID(-2) + C(288)*PID(-3)
+ C(289)*PID(-4) + C(290)*PID(-5) + C(291)*SEL(-1) + C(292)*SEL(-2)
+ C(293)*SEL(-3) + C(294)*SEL(-4) + C(295)*SEL(-5) + C(296)*TXC(
-1) + C(297)*TXC(-2) + C(298)*TXC(-3) + C(299)*TXC(-4) + C(300)
*TXC(-5) + C(301) + C(302)*D02 + C(303)*D03 + C(304)*D04 + C(305)
*D05 + C(306)*D06 + C(307)*D07 + C(308)*D08 + C(309)*D09 +
C(310)*D10 + C(311)*D11 + C(312)*D12

Observations: 148

R-squared	0.968142	Mean dependent var	4.720195
Adjusted R-squared	0.953632	S.D. dependent var	0.123509
S.E. of regression	0.026596	Sum squared resid	0.071440
Durbin-Watson stat	2.077234		

Equation: TXC = C(370)*FBK(-1) + C(371)*FBK(-2) + C(372)*FBK(-3) +
C(373)*FBK(-4) + C(374)*FBK(-5) + C(375)*FPI(-1) + C(376)*FPI(-2) +
C(377)*FPI(-3) + C(378)*FPI(-4) + C(379)*FPI(-5) + C(380)*IBV(-1) +
C(381)*IBV(-2) + C(382)*IBV(-3) + C(383)*IBV(-4) + C(384)*IBV(-5) +
C(385)*TVC(-1) + C(386)*TVC(-2) + C(387)*TVC(-3) + C(388)*TVC(-4)
+ C(389)*TVC(-5) + C(390)*PID(-1) + C(391)*PID(-2) + C(392)*PID(-3)
+ C(393)*PID(-4) + C(394)*PID(-5) + C(395)*SEL(-1) + C(396)*SEL(-2)
+ C(397)*SEL(-3) + C(398)*SEL(-4) + C(399)*SEL(-5) + C(400)*TXC(
-1) + C(401)*TXC(-2) + C(402)*TXC(-3) + C(403)*TXC(-4) + C(404)
*TXC(-5) + C(405)

Observations: 148

R-squared	0.961533	Mean dependent var	0.393595
Adjusted R-squared	0.949512	S.D. dependent var	0.073986
S.E. of regression	0.016624	Sum squared resid	0.030953
Durbin-Watson stat	1.987230		

D.8. Diagnóstico de resíduos – tecidos, vestuário e calçados

Dados de diagnóstico de resíduos do sistema de equações do modelo de vendas de tecidos, vestuário e calçados.

Tabela D.14 – Testes de autocorrelação

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 05/03/13 Time: 15:13
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	4.262309	0.8933	4.291304	0.8912	9
2	6.663545	0.9927	6.725434	0.9922	18
3	12.22265	0.9934	12.39955	0.9926	27
4	21.92858	0.9686	22.37510	0.9631	36
5	33.33501	0.9003	34.18035	0.8801	45
6	45.19602	0.7976	46.54253	0.7545	54
7	52.57678	0.8225	54.28972	0.7748	63
8	57.82982	0.8873	59.84292	0.8462	72
9	65.93578	0.8874	68.47373	0.8382	81
10	69.38618	0.9476	72.17416	0.9158	90
11	81.14525	0.9043	84.87739	0.8432	99
12	94.89882	0.8118	99.84451	0.6998	108

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with lagged endogenous variables

Tabela D.15 – Testes de normalidade

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 05/03/13 Time: 15:13
Sample: 2000M07 2012M10
Included observations: 148

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.128247	0.440316	1	0.5070
2	-0.227613	1.366557	1	0.2424
3	-0.205690	1.120380	1	0.2898
Joint		2.927252	3	0.4030

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.251800	1.006325	1	0.3158
2	3.496176	1.879984	1	0.1703
3	3.298264	0.892549	1	0.3448
Joint		3.778858	3	0.2864

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.446640	2	0.4851
2	3.246541	2	0.1973
3	2.012929	2	0.3655
Joint	6.706110	25	0.9999

Tabela D.16 – Testes de heteroscedasticidade

Teste de Heteroscedasticidade - LM-ARCH

Hipótese nula:
homoscedasticidade

Variável	Estatística	p-valor	Val. Crít. 1%	Val. Crít. 5%	Val. Crít. 10%
tvc	0,1024	0,7489	6,6349	3,8415	2,7055
pid	0,0764	0,7821	6,6349	3,8415	2,7055
txc	4,8694	0,0273	6,6349	3,8415	2,7055

APÊNDICE E – PROGRAMAS

E.1. Testes de causalidade de granger

Programa desenvolvido em Mathematica 9.1.

Programa de estimação e aplicação de testes de causalidade de Granger para VAR em forma reduzida com variáveis integradas.

```
(* Testes de Causalidade de Granger - Estimação SUR - VAR / forma reduzida / somente variáveis defasadas *)
(* mm: número de variáveis endógenas *)
(* kk: número de variáveis exógenas *)
(* tt: comprimento da série de tempo *)
(* data: tt x (mm+kk) matriz de dados das variáveis endógenas e exógenas (nessa ordem), iniciando pela
observação mais antiga *)
(* lags: defasagens das variáveis *)
(* mid: mm x (mm+kk) matriz binária identificando variáveis endógenas e exógenas presentes em cada equação
0:sem restrição 1:restrição *)
(* dd: períodos para dummies sazonais 12:mensal 4:trimestral 0:sem dummies *)
(* st:número do período de sazonalidade da observação inicial 0:sem dummies x:número do período de
sazonalidade *)
(* drp:ordem da dummy de sazonalidade a ser ignorada *)
(* dum: mm x 1 vetor binário indicando o uso de dummies em cada equação 0:sem dummies 1:dummies *)
(* cc: mm x 1 vetor inário indicando presença de intercepto em cada equação 0:não 1:sim *)
(* stpcrt: critério de parada para estimação por máxima verossimilhança *)
(* maxiter: numero máximo de iterações para estimação por máxima verossimilhança *)
(* estop: opção de estimação 0:ML-SUR 1:FGLS-SUR 2:OLS *)
(* ntests: número de testes de causalidade de Granger *)
(* restricmat: matriz de restrições para testes de causalidade de Granger *)
Off[General::stop];
Remove["Global`*"];
(* SUB ROTINAS *)
(* constroi regressores defasados *)
blr[data_,lags_,mm_,kk_]:=
Module[{tt,tmp0,tmp1,tmpa,tmpb,i,j,l},
tt=Dimensions[data][[1]];
tmp0=Transpose[data];
tmp1=Table[0.0,{j,1,(mm+kk)*lags},{i,1,tt-lags}];
For[i=1,i<=mm+kk,i++,
For[l=1,l<=lags,l++,
```

```

tmpa=tmp0[[i]];
tmpb=RotateLeft[tmpa,l-1];
tmpa=Drop[tmpb,-lags];
tmp1[[(i-1)*lags+(lags-l+1)]=tmpa]];
Return[Transpose[tmp1]]];
(* constroi matriz de regressores com submatizes na diagonal *)
bbx[reg_,mm_,kk_,lags_,mid_]:=
Module[{tt,tmp0,i,j,k},
tt=Dimensions[reg][[1]];
tmp0=Table[0.0,{i,1,tt*mm},{j,1,(mm+kk)*lags*mm}];
For[i=1,i<=mm,i++,
For[j=1,j<=mm+kk,j++,
If[mid[[i,j]]==1,
For[k=1,k<=lags,k++,tmp0[[(i-1)*tt+1;;(i-1)*tt+1+tt-1,(i-1)*(mm+kk)*lags+1+j*lags-lags+k-1;;(i-
1)*(mm+kk)*lags+1+j*lags-lags+k-1]]=
reg[[All,(j-1)*lags+k]]]]];
Return[tmp0];
(* inclui interceptos *)
incint[xx_,cc_,mm_,kk_,lags_]:=
Module[{tt,zo,um,tmp0,tmp1,i,j},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
zo=Table[0.0,{i,1,tt*mm}];
um=Table[1.0,{i,1,tt}];
tmp0=Transpose[xx];
j=1;
For[i=1,i<=mm,i++,
tmp1=zo;
If[cc[[i,1]]==1,
tmp1[[(i-1)*tt+1;;(i-1)*tt+1+tt-1]=um];
tmp0=Insert[tmp0,tmp1,j];
j+=(mm+kk)*lags+1];
Return[Transpose[tmp0]]];
(* inclui dummies *)
incdum[xx_,dummies_,dum_,mm_,kk_,lags_]:=
Module[{tt,zo,tmp0,tmp1,dd,i,j,k},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
dd=Dimensions[dummies][[2]];
zo=Table[0.0,{i,1,tt*mm},{j,1,dd}];
tmp0=Transpose[xx];
j=(mm+kk)*lags+1;

```



```

For[i=1,i<=mm,i++,
tmp1=zo;
If[dum[[i,1]]==1,
tmp1[((i-1)*tt+1;;(i-1)*tt+1+tt-1,1;;dd)]=dummies];
For[k=1,k<=dd,k++,
tmp0=Insert[tmp0,Transpose[tmp1][[k]],j+k]];
j+=dd+(mm+kk)*lags+1];
Return[Transpose[tmp0]];
(* elimina columnas nulas *)
drpnc[xx_,mm_] :=
Module[{tt,zo,k,l,tmp0,tmp1},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
zo=Table[0.0,{k,1,tt*mm}];
tmp1=xx;
k=Dimensions[tmp1][[2]];
l=1;
While[l<=k,
tmp0=Transpose[tmp1];
If[tmp0[[1]]==zo,
tmp1=Transpose[Drop[tmp0,{1,1}]],l++];
k=Dimensions[tmp1][[2]];
Return[tmp1];];
(* prepara dados para estimacao *)
prepsur[data_,lags_,mm_,kk_,mid_,cc_,dd_,drp_,dum_,st_] :=
Module[{tt,reg,xx,dummies,yy,yyv,beta},
(* constroi matriz e vetor de regressores e regressando *)
tt=Dimensions[data][[1]];
(* constroi matriz de regressores *)
reg=blr[data,lags,mm,kk];
xx=bbx[reg,mm,kk,lags,mid];
(* inclui interceptos *)
xx=incint[xx,cc,mm,kk,lags];
(* inclui dummies *)
If[dd!=0,
dummies=bsd[tt,dd,st,drp];
dummies=Drop[dummies,lags];
xx=incdum[xx,dummies,dum,mm,kk,lags];];
yy=Drop[Transpose[Drop[Transpose[data],-kk]],lags];
yyv=Transpose[{Flatten[Transpose[yy]]}];
Return[{yyv,xx}];];

```

```

(* SUR estimação - ML/FGLS/OLS *)
surest[xx_,yyv_,mm_,kk_,estop_,stpcrt_,maxiter_]:=Module[{tt,ee,eev,beta,betavar,betastdv,pvbeta,betaols,beta
ml,betaold,sigma,omegainv,mat0,mat1,matols,idtt,count,i,j,k,l,coef,pval,stdv},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
ee=Table[0.0,{i,1,tt},{j,1,mm}];
(* OLS estimação e resíduos para estimação da matriz de covariâncias *)
matols=Transpose[xx].xx;
betaols=PseudoInverse[matols].Transpose[xx].yyv;
eev=yyv-xx.betaols;
ee=Table[eev[[{j-1}*tt+i,1]],{i,1,tt},{j,1,mm}];
(* iteração FGLS para estimação ML *)
betaold=Table[0.0,{i,1,Dimensions[betaols][[1]]},{j,1,1}];
betaml=betaols;
count=0;
If[estop==0 || estop==1,
While[Total[Map[Function[If[#<stpcrt,0,1]],Table[Abs[betaold[[i,1]]-betaml[[i,1]]],{i,1,
Dimensions[betaold][[1]]}]]]]!=0,
If[count==maxiter,
Print["non-convergence after ",count," iterations"];
Print["Errors:"];Print[MatrixForm[Table[Abs[betaold[[i,1]]-betaml[[i,1]]],{i,1,Dimensions[betaold][[1]]}]]];
Break[]];
count++;
betaold=betaml;
sigma=N[(1/tt)*Transpose[ee].ee;
idtt=N[IdentityMatrix[tt];
mat0=PseudoInverse[sigma];
omegainv=KroneckerProduct[mat0,idtt];
mat0=Transpose[xx].omegainv.xx;
mat1=PseudoInverse[mat0];
betaml=mat1.Transpose[xx].omegainv.yyv;
eev=yyv-xx.betaml;
ee=Table[eev[[{j-1}*tt+i,1]],{i,1,tt},{j,1,mm}];
If[estop==1,Break[]];];
(* atribui resultado da estimação e computa erro padrão para estimação do beta *)
If[estop==0 || estop==1,
beta=betaml;betavar=Diagonal[mat1],
beta=betaols;betavar=Diagonal[matols]];
betastdv=Transpose[{Sqrt[betavar]}];
pvbeta=beta;
For[i=1,i<=Dimensions[betavar][[1]],i++,

```

```

pvbeta[[i]]=1-2(CDF[NormalDistribution[0,betastdv[[i,1]]],
Abs[beta[[i]]]-0.5)];
Return[{beta,betastdv,pvbeta,count}];];

(* restrição para testes de causalidade de Granger *)
aprgct[xx_,gct_,mm_,kk_,lags_,dd_]:=Module[{zo,tmp0,tt,i,j,k,ddm1},
If[dd!=0,ddm1=dd-1,ddm1=0];
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
zo=Table[0.0,{i,1,tt*mm},{j,1,1}];
tmp0=xx;
For[i=1,i<=mm,i++,For[j=1,j<=mm+kk,j++,If[gct[[i,j]]==0,For[k=1,k<lags,k++,tmp0[[All,(i-
1)*((mm+kk)*lags+ddm1+1)+1+1+(j-1)*lags+k-1;;(i-1)*((mm+kk)*lags+ddm1+1)+1+1+(j-1)*lags+k-
1]]=zo;]]];
Return[tmp0];];

(* verifica erros de parâmetros *)
zeroone[x_]:=
Module[{ret},
If[x!=0 && x!=1,
ret=1,ret=0];
Return[ret];];
falsetrue[x_]:=
Module[{ret,tmp},
tmp=Map[NumericQ,Flatten[data]];
If[Count[tmp,True]!=Dimensions[tmp][[1]],
ret=1,ret=0];
Return[ret];];
chkinerr1[data_,mm_,kk_,lags_,dd_,dum_,cc_,mid_,st_,drp_,estop_,stpcrt_,
maxiter_]:=
Module[{err},
err=0;
If[(Dimensions[data][[1]]-lags)*mm<=(mm+kk)*lags*mm+mm+(dd-1)*mm+1,Print["Graus de liberdade
insuficientes"];err++];
If[NumericQ[mm]==False ||NumericQ[kk]==False ||NumericQ[lags]==False ||NumericQ[dd]==False
||NumericQ[st]==False ||NumericQ[drp]==False ||NumericQ[stpcrt]==False ||NumericQ[maxiter]==False
||NumericQ[estop]==False,Print["Parâmetros não numéricos"];err++];
If[Dimensions[data][[2]]!=mm+kk,Print["Número incorreto de variáveis endógenas e exógenas"];err++];
If[estop!=0 && estop!=1 && estop!=2,Print["Opção de estimação incorreta"];err++];
If[maxiter<1,Print["Numero inválido de iterações"]];
If[Dimensions[cc]!={mm,1},Print["Interceptos incorretos: quantidade"];err++];
If[dd!=12 && dd!=4 && dd!=0,Print["Sazonalidade incorreta"];err++];
If[drp<0||drp>dd,Print["Dummy inválida"];err++];

```

```

If[dd!=0,If[Dimensions[dum]!={mm,1},Print["Cummy incorreta: quantidade"];
err++]];
If[dd==0 && (drp!= 0 || st!=0),Print["Parâmetros de sazonalidade incorretos:
eliminação"];err++];
If[dd!=0 && (st<1 || st>dd),Print["Período inicial de sazonalidade incorreto"];
err++];
If[Dimensions[mid]!={mm,mm+kk},Print["Restrições incorretas em variáveis dependentes:
quantidade"];err++];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[mid]]];
If[tot!=0,Print["Restrições incorretas em variáveis dependentes: restrição"];
err++];
For[i=1,i<=mm,i++,tot=Total[Flatten[mid[[i]]]];If[tot==0,Print["Restrições incorretas em variáveis dependentes:
equação"];
err++;]];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[dum]]];
If[tot!= 0,Print["Dummies incorretas: restrição"];err++];
tot=Total[Flatten[dum]];
If[(dd==0 && tot!=0) || (dd!= 0 && tot == 0),Print["Dummies e sazonalidade
inválidas"];err++];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[cc]]];
If[tot!=0,Print["Interceptos incorretos: restrição"];err++];
tot=falsetrue[Map[NumericQ,Flatten[data]]];
If[tot!=0,Print["Dados não numéricos"];err++];
Return[err];];

(* verificação adicional de erros de parâmetros para testes de causalidade de
Granger *)
chkinerr3[ntests_,mm_,kk_,lags_,granger_,gct_,restricmat_]:=
Module[{k,l,err},
err=0;
If[NumericQ[ntests]==False ,Print["Non numeric restrictions on lags"];err++];
If[lags<2,Print["Not enough lags for tests"];err++];
If[Dimensions[granger]!={ntests*mm+3,mm+kk},Print["Número inválido de testes e restrições"];err++];
For[i=1,i<=ntests,i++,
gct=restricmat[[i]];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[gct]]];
If[tot!=0,Print["Restrições inválidas em defasagens"];err++];];
For[i=1,i<=ntests,i++,
gct=restricmat[[i]];
For[k=1,k<=mm,k++,For[l=1,l<=kk+mm,l++,If[mid[[k,l]]==0,If[gct[[k,l]] != 1,Print["Restrições inválidas em
defasagens para teste de causalidade"];err++];];];];];

```

```

For[i=1,i<=ntests,i++,
gct=restricmat[[i]];
tot=Total[Flatten[gct]];
If[tot==mm*(mm+kk),Print["Teste inválido",i," número de restrições
aplicadas"];err++];];
Return[err];];
(* PROGRAMA PRINCIPAL *)
(* entrada de dados *)
(* define diretório de trabalho *)
SetDirectory["C:/Users/Iuri/Documents/"];
(* entrada de parâmetros *)
parm=Import["SURDB.xls",{ "Sheets",1}];
mm=IntegerPart[parm[[2,1]]];
kk=IntegerPart[parm[[4,1]]];
lags=IntegerPart[parm[[6,1]]];
dd=IntegerPart[parm[[8,1]]];
st=IntegerPart[parm[[10,1]]];
drp=IntegerPart[parm[[12,1]]];
stpcrt=parm[[16,1]];
maxiter=IntegerPart[parm[[18,1]]];
estop=IntegerPart[parm[[20,1]]];
cc=Transpose[{parm[[22,1;;IntegerPart[mm]]]}];
dum=Transpose[{parm[[24,1;;IntegerPart[mm]]]}];
mid=parm[[26;;26+IntegerPart[mm]-1,1;;IntegerPart[mm+kk]]];
(* entrada de dados *)
parm=Import["SURDB.xls",{ "Sheets",2}];
title=parm[[2]];
data=N[Drop[parm,2]];
tt=Dimensions[data][[1]];
(* entrada de dados para testes de causalidade de Granger *)
granger=Import["SURDB.xls",{ "Sheets",3}];
ntests=IntegerPart[granger[[2,1]]];
restricmat=Table[Take[granger[[(i-1)*mm+3+1;;(i-1)*mm+3+1+mm-1]],
{i,1,ntests}];
(* verifica erros na entrada de dados *)
err1=chkinerr1[data,mm,kk,lags,dd,dum,cc,mid,st,drp,estop,stpcrt,
maxiter];
err3=chkinerr3[ntests,mm,kk,lags,granger,gct,restricmat];
err=err1+err3;
Print["Erros:",err];

```

```

(* estima modelo base *)
Print["Tempo (não restrito):"];
prep=prepsur[data,lags,mm,kk,mid,cc,dd,drp,dum,st];
yyv=prep[[1]];
xx=prep[[2]];
xxest=drpnc[xx,mm];
beta=surest[xxest,yyv,mm,kk,estop,stpcrt,maxiter];//AbsoluteTiming
Print["restrito - contador:",beta[[4]]];
(* constroi residuos do modelo não restrito *)
eevun=yyv-xxest.beta[[1]];
eeun=Table[eevun[((j-1)*(tt-lags)+i,1)],{i,1,tt-lags},{j,1,mm}];
(* testes de causalidade de Granger *)
tests=Table[0.0,{i,1,ntests}];
For[i=1,i<=ntests,i++,
Print["teste:",i];
gct=restricmat[[i]];
(* aplica restrições para testes de causalidade de Granger *)
zz=aprgct[xx,gct,mm,kk,lags,dd];
(* elimina colunas nulas e prepara matriz para estimação *)
xxest=drpnc[zz,mm];
beta=surest[xxest,yyv,mm,kk,estop,stpcrt,maxiter];
Print["contador:",beta[[4]]];
(* constroi resíduos do modelo restrito *)
eevre=yyv-xxest.beta[[1]];
eere=Table[eevre[((j-1)*(tt-lags)+i,1)],{i,1,tt-lags},{j,1,mm}];
(* computa testes *)
lc=Dimensions[eere];
ttt=N[lc[[1]]];
kkk=N[lc[[2]]];
q=N[((mm+kk)*mm-Total[Flatten[gct]]*(lags-1));
alpha0=0.01;alpha1=0.05;alpha2=0.10;
csqst0=InverseCDF[ChiSquareDistribution[q],1-alpha0];
csqst1=InverseCDF[ChiSquareDistribution[q],1-alpha1];
csqst2=InverseCDF[ChiSquareDistribution[q],1-alpha2];
su=(1.0/ttt)Transpose[eeun].eeun;
sr=(1.0/ttt)Transpose[eere].eere;
sui=Inverse[su];
sri=Inverse[sr];
delta=N[(kkk*ttt-(kkk(kkk*lags+1))-q)];
w=ttt*(Tr[sui.sr]-kkk);

```

```

wc=(delta/(kkk*ttt))*w;
lr=ttt*Log[Det[sr]/Det[su]];
lrc=(delta/(kkk*ttt))*lr;
lm=ttt*(kkk-Tr[sri.su]);
lmc=(delta/(kkk*ttt))*lm;
tests[[i]]={w,wc,lr,lrc,lm,lmc,csqst0,csqst1,csqst2}; //AbsoluteTiming
Print["Maxima memoria usada:",MaxMemoryUsed[]];
Print["Memória em uso:",MemoryInUse[]];
Print["Resultado dos Testes"];
Print["Estatística dos Testes e Valores Criticos"];
TableForm[tests,TableHeadings->{title,{ "w","wc","lr","lrc","lm","lmc","chi sq stat 1%","chi sq stat 5%","chi sq
stat 10%"}}]
PrependTo[tests,{ "w","wc","lr","lrc","lm","lmc","chi sq stat 1%","chi sq stat 5%","chi sq stat 10%"}];
PrependTo[tests,title];
Export["ResultsTests.xls",{ "Testes"->tests},{ "XLS"}];
(* FIM *)

```

E.2. Mensuração de causalidade

Programa desenvolvido em Mathematica 9.1.

Programa de estimação e cálculo de causalidade de Granger para VAR em forma reduzida com variáveis integradas. Cálculo da causalidade decomposta por defasagem e do tempo médio de causalidade.

```

(* Decomposição de Causalidade - VAR / SUR estimation / forma reduzida / somente variáveis defasadas *)
(* mm: número de variáveis endógenas *)
(* kk: número de variáveis exógenas *)
(* tt: comprimento da série de tempo *)
(* data: tt x (mm+kk) matriz de dados das variáveis endógenas e exógenas (nessa ordem), iniciando pela
observação mais antiga *)
(* lags: defasagens das variáveis *)
(* mid: mm x (mm+kk) matriz binária identificando variáveis endógenas e exógenas presentes em cada equação
0:sem restrição 1:restrição *)
(* dd: períodos para dummies sazonais 12:mensal 4:trimestral 0:sem dummies *)
(* st:número do período de sazonalidade da observação inicial 0:sem dummies x:número do período de
sazonalidade *)
(* drp:ordem da dummy de sazonalidade a ser ignorada *)
(* dum: mm x 1 vetor binário indicando o uso de dummies em cada equação 0:sem dummies 1:dummies *)
(* cc: mm x 1 vetor inário indicando presença de intercepto em cada equação 0:não 1:sim *)

```

```

(* stpcrt: critério de parada para estimação por máxima verossimilhança *)
(* maxiter: numero máximo de iterações para estimação por máxima verossimilhança *)
(* estop: opção de estimação 0:ML-SUR 1:FGLS-SUR 2:OLS *)
(* lid: numero de defasagens para decomposição de causalidade *)
(* idmat: mm x (mm+kk) matriz de restrições identificando variáveis para decomposição de causalidade *)
Off[General::stop];
Remove["Global`*"];
(* SUB ROTINAS *)
(* constroi defasagens dos regressores *)
blr[data_,lags_,mm_,kk_]:=
Module[{tt,tmp0,tmp1,tmpa,tmpb,i,j,l},
tt=Dimensions[data][[1]];
tmp0=Transpose[data];
tmp1=Table[0.0,{j,1,(mm+kk)*lags},{i,1,tt-lags}];
For[i=1,i<=mm+kk,i++,
For[l=1,l<=lags,l++,
tmpa=tmp0[[i]];
tmpb=RotateLeft[tmpa,l-1];
tmpa=Drop[tmpb,-lags];
tmp1[[i-1]*lags+(lags-l+1)]=tmpa];
Return[Transpose[tmp1]];]
(* constroi matriz de regressores com submatrizes na diagonal *)
bbx[reg_,mm_,kk_,lags_,mid_]:=
Module[{tt,tmp0,i,j,k},
tt=Dimensions[reg][[1]];
tmp0=Table[0.0,{i,1,tt*mm},{j,1,(mm+kk)*lags*mm}];
For[i=1,i<=mm,i++,
For[j=1,j<=mm+kk,j++,
If[mid[[i,j]]==1,
For[k=1,k<=lags,k++,tmp0[[i-1]*tt+1;;(i-1)*tt+1+tt-1,(i-1)*(mm+kk)*lags+1+j*lags-lags+k-1;;(i-1)*(mm+kk)*lags+1+j*lags-lags+k-1]]=reg[[All,(j-1)*lags+k]]]]];
Return[tmp0];]
(* inclui interceptos *)
incint[xx_,cc_,mm_,kk_,lags_]:=
Module[{tt,zo,um,tmp0,tmp1,i,j},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
zo=Table[0.0,{i,1,tt*mm}];
um=Table[1.0,{i,1,tt}];
tmp0=Transpose[xx];
j=1;

```



```

For[i=1,i<=mm,i++,
tmp1=zo;
If[cc[[i,1]]==1,
tmp1[[ (i-1)*tt+1;;(i-1)*tt+1+tt-1 ]]=um];
tmp0=Insert[tmp0,tmp1,j];
j+=(mm+kk)*lags+1];
Return[Transpose[tmp0]];]
(* constroi variaveis dummies de sazonalidade - mes/mes - trimestre/trimestre *)
bsd[tt_,dd_,st_,drp_]:=
Module[{dummies,tmp0,i,j},
dummies=Table[-(1.0/dd),{i,1,tt},{j,1,dd}];
For[j=1,j<st,j++,
For[i=dd-st+2,i<=tt,i+=dd,dummies[[i,j]]=N[(dd-1)/dd]]];
For[j=st,j<=dd,j++,
For[i=j-1,i<=tt,i+=dd,
dummies[[i,j]]=N[(dd-1)/dd]]];
Return[Transpose[Drop[Transpose[dummies],drp]]];]
(* inclui dummies *)
incdum[xx_,dummies_,dum_,mm_,kk_,lags_]:=
Module[{tt,zo,tmp0,tmp1,dd,i,j,k},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
dd=Dimensions[dummies][[2]];
zo=Table[0.0,{i,1,tt*mm},{j,1,dd}];
tmp0=Transpose[xx];
j=(mm+kk)*lags+1;
For[i=1,i<=mm,i++,
tmp1=zo;
If[dum[[i,1]]==1,
tmp1[[ (i-1)*tt+1;;(i-1)*tt+1+tt-1,1;;dd]]=dummies];
For[k=1,k<=dd,k++,
tmp0=Insert[tmp0,Transpose[tmp1][[k]],j+k];
j+=dd+(mm+kk)*lags+1];
Return[Transpose[tmp0]];]
(* elimina colunas nulas *)
drpnc[xx_,mm_]:=
Module[{tt,zo,k,l,tmp0,tmp1},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
zo=Table[0.0,{k,1,tt*mm}];
tmp1=xx;
k=Dimensions[tmp1][[2]];

```

```

l=1;
While[l<=k,
tmp0=Transpose[tmp1];
If[tmp0[[1]]==zo,
tmp1=Transpose[Drop[tmp0,{1,1}]],l++];
k=Dimensions[tmp1][[2]];
Return[tmp1];];

(* prepara dados para estimacao *)
prepsur[data_,lags_,mm_,kk_,mid_,cc_,dd_,drp_,dum_,st_]:=
Module[{tt,reg,xx,dummies,yy,yyv,beta},
(* constroi matriz de regressores *)
tt=Dimensions[data][[1]];
reg=blr[data,lags,mm,kk];
xx=bbx[reg,mm,kk,lags,mid];
(* inclui interceptos *)
xx=incint[xx,cc,mm,kk,lags];
(* inclui dummies *)
If[dd!=0,
dummies=bsd[tt,dd,st,drp];
dummies=Drop[dummies,lags];
xx=incdum[xx,dummies,dum,mm,kk,lags];];
yy=Drop[Transpose[Drop[Transpose[data],-kk]],lags];
yyv=Transpose[{Flatten[Transpose[yy]]}];
Return[{yyv,xx}];];

(* estimacao SUR - ML/FGLS/OLS *)
surest[xx_,yyv_,mm_,kk_,estop_,stpcrt_,maxiter_]:=Module[{tt,ee,eev,beta,betavar,betastdv,pvbeta,betaols,beta
ml,betaold,sigma,omegainv,mat0,mat1,matols,idtt,count,i,j,k,l,coef,pval,stdv},
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
ee=Table[0.0,{i,1,tt},{j,1,mm}];
(* estimacao OLS e estimacao da matriz de covariancia *)
matols=Transpose[xx].xx;
betaols=PseudoInverse[matols].Transpose[xx].yyv;
eev=yyv-xx.betaols;
ee=Table[eev[(j-1)*tt+i,1]],{i,1,tt},{j,1,mm}];
(* iteracao FGLS para estimacao ML *)
betaold=Table[0.0,{i,1,Dimensions[betaols][[1]]},{j,1,1}];
betaml=betaols;
count=0;
If[estop==0 || estop==1,
While[Total[Map[Function[If[#<stpcrt,0,1]],Table[Abs[betaold[[i,1]]-betaml[[i,1]]],{i,1,

```

```

Dimensions[betaold][[1]]]!]!=0,
If[count==maxiter,
Print["nao convergencia apos ",count," iteracoes"];
Print["Erros:"];Print[MatrixForm[Table[Abs[betaold[[i,1]]-betaml[[i,1]]],{i,1,Dimensions[betaold][[1]]}]];
Break[]];
count++;
betaold=betaml;
sigma=N[(1/tt)]*Transpose[ee].ee;
idtt=N[IdentityMatrix[tt]];
mat0=PseudoInverse[sigma];
omegainv=KroneckerProduct[mat0,idtt];
mat0=Transpose[xx].omegainv.xx;
mat1=PseudoInverse[mat0];
betaml=mat1.Transpose[xx].omegainv.yyv;
eev=yyv-xx.betaml;
ee=Table[eev[[j-1]*tt+i,1]],{i,1,tt},{j,1,mm}];
If[estop==1,Break[]];];
(* atribui resultada da estimacao e calcula desvio padrao da
estimacao dos betas *)
If[estop==0 || estop ==1,
beta=betaml;betavar=Diagonal[mat1],
beta=betaols;betavar=Diagonal[matols]];
betastdv=Transpose[{Sqrt[betavar]}];
pvbeta=beta;
For[i=1,i<=Dimensions[betavar][[1]],i++,
pvbeta[[i]]=1-2(CDF[NormalDistribution[0,betastdv[[i,1]]],
Abs[beta[[i]]]-0.5)];
Return[{beta,betastdv,pvbeta,count}];];
(* rotina de aplicacao de restricoes nos lags para decomposicao de
causalidade *)
rstrlag [xx_,idmat_,idl_,mm_,kk_,lags_,dd_]:=
Module[{zo,tmp0,tt,i,j,k,ddm1},
If[dd!=0,ddm1=dd-1,ddm1=0];
tt=IntegerPart[Dimensions[xx][[1]]/mm];
zo=Table[0.0,{i,1,tt*mm},{j,1,1}];
tmp0=xx;
For[i=1,i<=mm,i++,
For[j=1,j<=mm+kk,j++,
If[idmat[[i,j]]==1,

```

```

For[k=1,k<=idl,k++,tmp0[[All,(i-1)*((mm+kk)*lags+ddm1+1)+1+1+(j-1)*lags+k-1;;(i-
1)*((mm+kk)*lags+ddm1+1)+1+1+(j-1)*lags+k-1]]]=zo;]]];
Return[tmp0];
(* verifica erros de dados de entrada *)
zeroone[x_]:=
Module[{ret},
If[x!=0 && x!=1,
ret=1,ret=0];
Return[ret];];
falsetrue[x_]:=
Module[{ret,tmp},
tmp=Map[NumericQ,Flatten[data]];
If[Count[tmp,True]!=Dimensions[tmp][[1]],
ret=1,ret=0];
Return[ret];];
chkinerr1[data_,mm_,kk_,lags_,dd_,dum_,cc_,mid_,st_,drp_,estop_,stpcrt_,maxiter_]:=
Module[{err},
err=0;
If[(Dimensions[data][[1]]-lags)*mm<=((mm+kk)*lags*mm+mm+(dd-1)*mm+1,Print["Graus de liberdade
insuficientes"];err++];
If[NumericQ[mm]==False ||NumericQ[kk]==False ||NumericQ[lags]==False ||NumericQ[dd]==False
||NumericQ[st]==False ||NumericQ[drp]==False ||NumericQ[stpcrt]==False ||NumericQ[maxiter]==False
||NumericQ[estop]==False,Print["Parametros nao numericos"];err++];
If[Dimensions[data][[2]]!=mm+kk,Print["Numero incorreto de variaveis endogenas e exogenas"];err++];
If[estop!=0 && estop!=1 && estop!=2,Print["Incorrect estimation option"];err++];
If[maxiter<1,Print["Quantidade de iteracoes invalida"]];
If[Dimensions[cc]!={mm,1},Print["Interceptos incorretos: tamanho"];err++];
If[dd!=12 && dd!=4 && dd!=0,Print["Sazonalidade incorreta"];err++];
If[drp<0||drp>dd,Print["Indicacao incorreta de variaveis dummy"];err++];
If[dd!=0,If[Dimensions[dum]!={mm,1},Print["Tipo incorreto de variaveis dummy"];err++]];
If[dd==0 && (drp!=0 || st!=0),Print["Parametros de sazonalidade inconsistentes"];err++];
If[dd!=0 && (st<1 || st>dd),Print["Periodo inicial de sazonalidade incorreto"];err++];
If[Dimensions[mid]!={mm,mm+kk},Print["Quantidade incorreta de restricoes nas variaveis
delpendentes"];err++];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[mid]]];
If[tot!=0,Print["Restricoes incorretas nas variaveis delpendentes"];err++];
For[i=1,i<=mm,i++,tot=Total[Flatten[mid][[i]]]];If[tot==0,Print["Indicacao incorreta de equacoes para aplicacao
de restricoes nas variaveis dependentes"];err++];];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[dum]]];
If[tot!= 0,Print["Restricao incorreta de variaveis dummy"];err++];

```

```

tot=Total[Flatten[dum]];
If[(dd==0 && tot!=0) || (dd!= 0 && tot == 0),Print["Sazonalidade e variaveis dummy incorretas"];err++];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[cc]]];
If[tot!=0,Print["Restricoes incorretas em interceptos"];err++];
tot=falsetrue[Map[NumericQ,Flatten[data]]];
If[tot!=0,Print["Dados nao numericos"];err++];
Return[err];];

(* verificacao adicional para decomposicao de causalidade *)
chkinerr4[lid_,causdec_,mm_,kk_,lags_,idmat_,mid_,typ_]:=
Module[{err,k,l,tot},
err=0;
If[NumericQ[lid]==False ,Print["quantidade de lags nao numerica"];err++];
If[lid<lags,Print["quantidade inconsistente de lags para decomposicao de causalidade"];
err++];
If[Dimensions[causdec]!={mm+5,mm+kk},Print["Indicacao incorreta de variaveis para decomposicao de
causalidade"];
err++];
tot=Total[Map[zeroone,Flatten[idmat]]];
If[tot!=0,Print["Quantidade incorreta de variaveis para decomposicao de causalidade"];err++];
For[k=1,k<=mm,k++,For[l=1,l<=kk+mm,l++,If[mid[[k,l]]==0,If[idmat[[k,l]] != 0,Print["Inconsistencia na
matriz de restricoes para decomposicao de
causalidade"];err++];];];
tot=Total[Flatten[idmat]];
If[typ !=0 && typ!=1,Print["Tipo de teste invalido"];err++];
If[tot==0,Print["Nenhuma indicacao de variavel para decomposicao de causalidade"];
err++];
Return[err];];

(* PROGRAMA PRINCIPAL *)
(* entrada de dados *)
SetDirectory["D:/Doutorado/Programas"];
(* parametros *)
parm=Import["SURDB.xls",{ "Sheets",1}];
mm=IntegerPart[parm[[2,1]]];
kk=IntegerPart[parm[[4,1]]];
lags=IntegerPart[parm[[6,1]]];
dd=IntegerPart[parm[[8,1]]];
st=IntegerPart[parm[[10,1]]];
drp=IntegerPart[parm[[12,1]]];
stpcrt=parm[[16,1]];
maxiter=IntegerPart[parm[[18,1]]];

```

```

estop=IntegerPart[parm[[20,1]]];
cc=Transpose[{parm[[22,1;;IntegerPart[mm]]]}];
dum=Transpose[{parm[[24,1;;IntegerPart[mm]]]}];
mid=parm[[26;;26+IntegerPart[mm]-1,1;;IntegerPart[mm+kk]]];
(* dados *)
parm=Import["SURDB.xls",{ "Sheets",2}];
title=parm[[2]];
data=N[Drop[parm,2]];
tt=Dimensions[data][[1]];
(* parametros para decomposicao de causalidade *)
causdec=Import["SURDB.xls",{ "Sheets",4}];
lid=IntegerPart[causdec[[2,1]]];
typ=IntegerPart[causdec[[4,1]]];
idmat=causdec[[6;;mm+6-1]];
(* verificacao de erro de dados de entrada *)
err1=chkinerr1[data,mm,kk,lags,dd,dum,cc,mid,st,drp,estop,stpcrt,maxiter];
(* verificacao adicional para decomposicao de causalidade *)
err4=chkinerr4[lid,causdec,mm,kk,lags,idmat,mid,typ];
err=err1+err4;
Print["Errors:",err];
(* identificacao de variaveis *)
For[i=1,i<=mm,i++,
For[j=1,j<=mm+kk,j++,
If[idmat[[i,j]]==1,eid=i;vid=j]]];
(* estimacao do modelo para decomposicao e calculo de determinantes *)
prep=prepsur[data,lags,mm,kk,mid,cc,dd,drp,dum,st];
yyv=prep[[1]];
xx=prep[[2]];
dets=Table[0,{i,1,lid+1}];
(* estimacao do modelo base *)
xxest=drpnc[xx,mm];
Dimensions[xx]
Dimensions[xxest]
Print["teste1"]
beta=surest[xxest,yyv,mm,kk,estop,stpcrt,maxiter];
Print["count:",beta[[4]]];
(* constroi residuos e calcula variancias *)
eev=yyv-xxest.beta[[1]];
ee=Table[eev[[j-1]*(tt-lags)+k,1]],{k,1,tt-lags},{j,1,mm}];
srt=Transpose[ee].ee;

```

```

(* calculo de determinantes *)
dets[[1]]=Det[srt];
For[i=lid,i>0,i--,
Print["model:",i];
(* aplicacao de restricoes em lags para decomposicao de causalidade *)
zz=rstrlag[xx,idmat,i,mm,kk,lags,dd];
(* eliminacao de colunas nulas e preparacao da matriz para estimacao *)
xxest=drpnc[zz,mm];
(* estimacao do modelo *)
beta=surest[xxest,yyv,mm,kk,estop,stpcrt,maxiter];
Print["count:",beta[[4]]];
(* constroi residuos e calcula variancias *)
eev=yyv-xxest.beta[[1]];
ee=Table[eev[(j-1)*(tt-lags)+k,1]],{k,1,tt-lags},{j,1,mm}];
srt=Transpose[ee].ee;
(* calcula determinantes *)
dets[[i+1]]=Det[srt];];//AbsoluteTiming
(* calcula causalidades *)
caus=Table[0,{i,1,lid}];
For[i=1,i<=lid,i++,
caus[[i]]=Log[dets[[i+1]]/dets[[1]]];];
(* calcula causalidades percentuais *)
causp=caus/Total[caus];
(* calcula tempo medio de causalidade *)
tmp0=0;
For[i=1,i<=lid,i++,
tmp0+=caus[[i]]*i];
meanlag=tmp0/Total[caus];
(* calcula causalidades acumuladas *)
causac=Table[0.0,{i,1,lid}];
causac[[1]]=caus[[1]];
For[i=2,i<=lid,i++,
causac[[i]]=caus[[i]]+causac[[i-1]]];];
(* calcula causalidade percentual acumulada *)
causpac=causac/Total[caus];
(* resultados *)
res=Prepend[Transpose[{caus,causp,causpac}],{"Causalidade","Percentual","Cumulativa"}];
If[typ==0,
res=Prepend[res,{title[[vid]],"Mean Lag",meanlag}],res=Prepend[res,{"x-y","Mean Lag",meanlag}]];
(* salva resultados e finaliza *)

```

```

Export["ResultTest.xls",{ "Causalidade"->res},{ "XLS" }];
Print["Maxima memoria utilizada:",MaxMemoryUsed[]];
Print["Memoria em uso:",MemoryInUse[]];
Print["Resultado dos Testes"];
Print["Decomposicao de causalidade"];
TableForm[res,TableHeadings->{ "Medida de Causalidade" }]
(* FIM *)

```

E.3. Teste de heteroscedasticidade

Programa desenvolvido em Mathematica 9.1.

Módulo para teste de heteroscedasticidade dos resíduos.

```

(* teste de heteroskedasticidade - ARCH LM - Univariado - Engle / Lütkepohl *)
htkst2[ee_]:=
Module[{i,j,tt,mm, int,yy,yyh,yy,xx,beta, r2, lmarch, stat, pv,results},
(* compute auxiliary model *)
tt=Dimensions[ee][[1]];
mm=Dimensions[ee][[2]];
results=Transpose[{Table[0.0,{i,1,mm},{j,1,3}]}];
stat=Transpose[{Table[0.0,{i,1,mm}]}];
pv=Transpose[{Table[0.0,{i,1,mm}]}];
For[i=1,i<=mm,i++,
int=Table[1.0,{i,1,tt-1}];
yy=Table[(ee[[j]][[i]])^2,{j,1,tt}];
xx=Transpose[{Drop[yy,-1],int}];
yy=Transpose[{Drop[yy,1]}];
beta=PseudoInverse[Transpose[xx].xx].Transpose[xx].yy;
yyh=xx.beta;
yy=Table[Mean[yy],{i,1,tt-1}];
r2=1-(Transpose[yy-yyh].(yy-yyh))/(Transpose[yy-yyh].(yy-yyh));
lmarch=(N[tt]-1.0)*r2;
stat=InverseCDF[ChiSquareDistribution[1.0],1-0.1];
pv=1.0-CDF[ChiSquareDistribution[1.0],lmarch];
results[[i]]={lmarch, stat, pv};];
Return[results];]

```