

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

**MERCADO DE CONSUMO BRASILEIRO: EVOLUÇÃO E DETERMINANTES DO
VOLUME DE VENDAS. UMA ANÁLISE DO PERÍODO PÓS REAL**

Nuno Manoel Martins Dias Fouto

Orientador: Prof. Dr. Claudio Felisoni de Angelo

SÃO PAULO

2008

Profª. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Isak Kruglianskas
Chefe do Departamento de Administração

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

NUNO MANOEL MARTINS DIAS FOUTO

**MERCADO DE CONSUMO: EVOLUÇÃO E DETERMINANTES DO VOLUME DE
VENDAS. UMA ANÁLISE DO PERÍODO PÓS REAL**

Tese apresentada ao Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Doutor em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Claudio Felisoni de Angelo

SÃO PAULO

2008

FICHA CATALOGRÁFICA

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

Fouto, Nuno Manoel Martins Dias

Mercado de consumo brasileiro: evolução e determinantes do volume de vendas. Uma análise do período pós real / Nuno Manoel Martins Dias Fouto. -- São Paulo, 2008.

142 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2008

Bibliografia.

1. Comportamento do consumidor – Brasil 2. Consumo – Brasil
3. Varejo – Brasil 4. Vendas – Brasil I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 658.8342

À Célia, João, Ana e Daniel, por trazerem o Tejo para a minha aldeia!

AGRADECIMENTOS

Este trabalho marca o meu êxodo para a atividade profissional acadêmica. Como em toda passagem, este processo exigiu recolhimento e esforço para o tempo do deserto. Para que o fardo não se tornasse maior que a capacidade de carregá-lo, fui abençoado por encontrar pessoas que me ajudaram a fazer desta travessia uma experiência que valeu a pena. São muitos os amigos desta páscoa, e agradeço imensamente a todos, e em especial:

Ao Professor Dr Claudio Felisoni de Angelo, que me abriu as portas da FEA e da FIA para que este trabalho acontecesse. Agradeço sinceramente pela amizade, confiança, incentivo e orientação que tenho recebido.

Ao Professor Dr José Augusto Giesbrecht da Silveira pelo apoio e amizade desde o início do programa de mestrado.

Ao Professor Dr. Ronaldo Zwicker pelo seu apoio sábio e sereno no tratamento dos desafios e pelas iluminadoras sugestões na qualificação deste trabalho.

À Professora Dra. Beatriz Lage pela disponibilidade e disposição em apoiar este trabalho, além das valiosas observações para a qualificação do mesmo.

A toda a equipe e professores do PROVAR e em especial aos Professores Eduardo Almeida de Sales Terra, Marcos Luppe e Lemilson Almeida pelo fraternal e efetivo suporte para a realização deste trabalho.

Aos Professores dos departamentos de administração, economia e contabilidade da FEA e, em especial aos professores da área de Economia das Organizações pela excelência acadêmica, pelas aulas e apoio.

A Valéria, Cida e toda a equipe da secretaria de pós-graduação da FEA pela atenção e profissionalismo que sempre tiveram.

Aos amigos do departamento de produção da FEI pelo incentivo constante.

Aos meus pais que sempre priorizaram a formação e a educação de seus filhos e nos ensinaram a construir sobre valores que não passam.

A minha esposa pelo apoio, confiança e paciência.

E a Deus pela vida e Sua infinita misericórdia.

RESUMO

O varejo brasileiro vem num processo de profissionalização e que começa a fazer jus ao porte desse mercado. Passados os anos de ajuste inicial pós-Plano real, o período de 2000 a 2007 oferece dados mais apropriados para desenvolver-se um estudo da dinâmica das vendas de varejo no Brasil. Este trabalho procura contribuir com uma análise empírica adicional sobre as relações entre o consumo, mais notadamente as vendas de varejo e o seu comportamento em relação à renda do trabalho assalariado, características sazonais, juros e condições de crédito ao consumidor da economia brasileira. O alicerce teórico utilizado é o da Teoria do Consumo, desenvolvida na intersecção dos campos da macro e microeconomia. A partir de um conjunto de perguntas direcionadoras sobre o comportamento agregado das vendas no varejo, são propostas cinco hipóteses a respeito da relação entre as vendas do varejo e a renda do consumidor, a reação das vendas a inovações no ambiente de crédito para o consumidor, comportamento das vendas em relação a juros, sazonalidade, prazo de pagamento e um indicador de alavancagem que relaciona volume de crédito e renda do consumidor. São desenvolvidos e testados modelos econométricos de séries temporais em sistemas de uma equação, equações simultâneas, inclusão de termos auto-regressivos e variáveis defasadas. As séries de índices de dados de vendas do varejo, renda do trabalho e condições de crédito são formadas a partir de séries disponibilizadas pelo IPEADATA. Os resultados apontam para uma relação de longo prazo entre as vendas do varejo e o rendimento do trabalho assalariado, confirmam a forte sazonalidade do quarto trimestre e Natal sobre o ano todo. Apontam também para um consumidor sensível a juros, prazo e, em menor grau, à alavancagem de crédito. Uma análise da função de resposta a impulso indica um tempo de reação das vendas de aproximadamente cinco meses para juros e alavancagem e tendência à estabilização numa posição inferior ao patamar anterior ao choque.

ABSTRACT

The Brazilian retail has been experiencing a professionalization process that gradually is getting in line with its market importance. Several years after the initial adjustments post Real Plan, the period between 2000 and 2007 offered more appropriate information to conduct a thorough analysis on the Brazilian retail sales dynamics. The purpose of this study is to contribute with an additional empirical analysis about the consumption relationships, especially those related to retail sales and its connection with wage income revenues, seasonal variables, interest and the conditions of access to consumer credit in the Brazilian economy. This study is based on the consumption theory which derives from the intersection of micro and macro economy. Starting with a set of driving questions about the aggregate behavior of retail sales, the study presents five hypothesis about the relationships between the consumer income and retail sales; the association between sales trends and the innovations in the consumer credit market, interest , seasonality and payment terms and a leverage index that associates credit volume and consumer income. The study developed and tested econometric models of time series in single and multiple equation systems, simultaneous equations, that used the inclusion of self-regressive terms and retarded variables. The time series of retail sales indexes, wage income revenues and credit conditions have been pulled out of the time series available from IPEADATA. The result analysis indicates a long term relationship between retail sales and the wage income revenue, confirming a strong fourth quarter seasonality and Christmas season over the whole year period. Furthermore, the analysis indicates that the consumer is sensitive primarily to interest and payment terms and secondly to credit leverage. An evaluation of the feedback function to impulse indicates a sales reaction trend period of approximately five months in regard to interest and leverage and a stabilization trend towards a lower position after the interest impact.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	2
LISTA DE FIGURAS	3
1 INTRODUÇÃO	5
2 OBJETIVOS DA INVESTIGAÇÃO	9
3 REVISÃO DA LITERATURA	11
3.1 Introdução.....	11
3.2 A função consumo.....	13
3.3 A Teoria do Consumo e o consumidor representativo que planeja o futuro.....	17
3.3.1 Teoria da Renda Permanente e Ciclo de Vida.....	17
3.3.2 A Restrição Orçamentária Intertemporal	19
3.3.3 Consumo Permanente <i>versus</i> Consumo Errático e a Poupança Precaucional .	21
3.3.4 A Propensão Marginal a Consumir e a Inovação na Renda.....	23
3.4 Modelagem do Consumo Agregado.....	25
3.4.1 O modelo teórico de Hall	25
3.4.2 O excesso de sensibilidade do consumo	28
3.4.3 O modelo com dois consumidores	32
3.5 Aplicações aos Dados do Brasil	34
4 SÉRIES TEMPORAIS	41
4.1 Estacionariedade e não-estacionariedade	41
4.2 Passeio aleatório e regressão espúria	43
4.3 Testes de não-estacionariedade - raízes unitárias.....	51
4.4 Autocorrelação ou correlação serial.....	53
5 MODELO ANALÍTICO, BASE DE DADOS E APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS.....	57
5.1 Índice mensal de vendas no varejo.....	59
5.2 Renda média dos assalariados	61
5.3 Taxa de juros	63
5.4 Prazo médio de pagamento	65
5.5 Alavancagem do crédito para as pessoas físicas	67
5.6 Teste de co-integração.....	69
5.7 Testes dos modelos.....	71
5.7.1 Modelos de uma equação linear.....	71
5.7.2 Modelos com sistemas de equações simultâneas	77
5.7.3 Teste de simultaneidade de Hausman	80
5.7.4 Teste de causalidade de Granger.....	81
5.7.5 Modelos de previsão.....	85
5.7.5.1 Método ARIMA	85
5.7.5.2 Método auto-regressivo vetorial (VAR)	90
6 CONCLUSÕES, COMENTÁRIOS E RECOMENDAÇÕES.....	99
6.1 Síntese dos resultados.....	99
6.2 Testando as hipóteses propostas.....	101
6.3 Recomendações.....	104
REFERÊNCIAS	105
APÊNDICES	118

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 - Resultados do λ de Campbell e Mankiw (1989) aplicado ao Brasil	39
Tabela 4.1 - Séries resultantes do modelo AR(1).....	48
Tabela 5.1 - Variáveis utilizadas	58
Tabela 5.2 - Resultados da regressão linear do Modelo 5.34.....	72
Tabela 5.3 - Resultados da regressão linear do Modelo 5.35.....	74
Tabela 5.4 - Resultados da regressão linear do Modelo 5.36.....	76
Tabela 5.5 - Resultados do sistema de equações 5.37.....	79
Tabela 5.6 - Teste de especificação de Hausman.....	80
Tabela 5.7 - Teste de causalidade de Granger.....	81
Tabela 5.8 - Resultados sistema de equações 5.42.....	83
Tabela 5.9 - Resultados da regressão de 5.43	88
Tabela 5.10 - Resultados da regressão de 5.44	89
Tabela 5.11 - Teste de normalidade dos resíduos para o sistema 5.45	92
Tabela 5.12 - Resultados da análise VAR para o sistema 5.45	93
Tabela 6.1 - Resultados para equações de Ser02	99

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1 - Consumo <i>per capita</i> x renda disponível <i>per capita</i> na China (em yuan de 1990)	15
Figura 3.2 - Relação entre consumo e a renda disponível no Japão.....	32
Figura 3.3 - Consumo real <i>per capita</i> e renda real <i>per capita</i> no Brasil.....	39
Figura 3.4 - Séries de juros de CDB e poupança para o Brasil.....	39
Figura 4.1 - PIB real <i>per capita</i> no Brasil.....	42
Figura 4.2 - Crescimento percentual anual do PIB Brasileiro.....	42
Figura 4.3 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=0$	43
Figura 4.4 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=0,5$	44
Figura 4.5 - Passeio aleatório. AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,0$	44
Figura 4.6 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,15$	45
Figura 4.7 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,2$	45
Figura 4.8 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,25$	46
Figura 4.9 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2= -0,5$	46
Figura 4.10 - Processo AR (1): $\beta_1=2$ e $\beta_2= 0,3$	47
Figura 4.11 - Passeio aleatório com deslocamento. AR (1): $\beta_1=0,2$ e $\beta_2= 1$	47
Figura 4.12 - Dois passeios aleatórios.....	50
Figura 4.13 - Tendência com componente auto-regressivo estacionário ($\beta_1 = 1, \beta_2 = 0,5$ e $\beta_3 = 0,9$).....	51
Figura 4.14 - Passeio aleatório com deslocamento ($\beta_1 = 1, \beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0,9$).....	52
Figura 5.1 - Série Ser02: Índice mensal de vendas do varejo.....	59
Figura 5.2 - Série Ser05: Renda média assalariados.....	62
Figura 5.3 - Série Ser19: Taxa de juros.....	64
Figura 5.4 - Série Serv22 Prazo médio de pagamento em dias.....	66
Figura 5.5 - Série Ser29: Alavancagem do crédito para as pessoas físicas.....	68
Figura 5.6 - Análise de normalidade dos resíduos da regressão linear do Modelo 5.34.....	73
Figura 5.7 - Série real, série ajustada e resíduos da regressão linear do Modelo 5.34.....	73
Figura 5.8 - Análise de normalidade dos resíduos da regressão linear do Modelo 5.35.....	74
Figura 5.9 - Série real, série ajustada e resíduos da regressão linear do Modelo 5.35.....	75
Figura 5.10 - Análise de normalidade dos resíduos da regressão linear do Modelo 5.36.....	76
Figura 5.11 - Série real, série ajustada e resíduos da regressão linear do Modelo 5.36.....	77
Figura 5.12 - Resíduos da equação para Ser02 no Sistema 5.42.....	84
Figura 5.13 - Normalidade dos resíduos da equação para Ser02 no Sistema 5.42.....	85
Figura 5.14 - Correlograma da variável Ser02.....	86
Figura 5.15 - Teste de normalidade dos resíduos para a regressão de 5.43.....	87
Figura 5.16 - Séries real x ajustada e resíduos da regressão 5.43.....	88
Figura 5.17 - Teste de normalidade dos resíduos para a regressão de 5.44.....	89
Figura 5.18 - Séries real x ajustada e resíduos da regressão 5.44.....	90
Figura 5.19 - Resíduos da regressão VAR do sistema 5.45.....	94
Figura 5.20 – Função resposta a impulso na regressão VAR do sistema 5.45.....	96
Figura 5.21 – Matriz da função resposta a impulso na regressão VAR do sistema 5.45.....	97

1 INTRODUÇÃO

Após várias tentativas de controle e estabilização da inflação aplicadas nas décadas de 1980 e 1990, o chamado Plano Real, posto em ação a partir de julho de 1994, obteve efetivo sucesso levando a taxa anual de inflação de aproximadamente 5.150,00% em junho de 1994, para 10% em dezembro de 2001, aproximadamente. Entretanto, a sua gestão deixava dois flancos expostos: um desequilíbrio externo crescente, causado pelo grande aumento das importações sem a devida contrapartida por parte das exportações e uma séria crise fiscal, caracterizada por déficit primário do setor público consolidado; um déficit público nominal de 7% do PIB, na média de 1995-1998; e uma dívida pública crescente. O desfecho foi uma progressiva deterioração da âncora cambial como instrumento básico de política econômica. Ao longo dos primeiros cinco anos do Plano Real, o mercado financeiro passou por três crises importantes. A primeira foi a do México, no primeiro semestre de 1994; a segunda foi a crise da Ásia, em 1997, que se iniciou na Tailândia e se alastrou rapidamente para a Coreia do Sul, Indonésia e Malásia; e a terceira foi a da Rússia em 1998. Todas essas crises afetaram o financiamento de países emergentes como o Brasil, pelo chamado efeito contágio (GIAMBIASI, 2005). Nesse período, apesar do sucesso da estabilização da inflação, o crescimento da economia medido pelo crescimento médio do Produto Interno Bruto foi de apenas 2,8% ao ano, similar à média de crescimento medida na chamada década perdida de 1980, quando a média anual de crescimento do Produto Interno Bruto ficou em 2,9% ao ano (FERRARI-FILHO; DE PAULA, 2003). Esse crescimento contrasta com o índice de crescimento médio anual de 7% ocorrido no período 1940-1980 (BACHA; BONELLI, 2005). A necessidade de ajuste fiscal não realizado, concomitantemente à necessidade de geração de sucessivos superávits na balança comercial para o pagamento de parcelas da dívida externa e a recomposição do estoque de reservas internacionais, em um cenário de rápida elevação das importações, além das crises internacionais, levou ao aumento das taxas de juros de curto prazo, com reflexos negativos no crescimento da renda média das famílias e do mercado de consumo no Brasil. Apenas mais recentemente, com a ampliação do crédito à pessoa física e com um nível mais confortável da conta de reservas, reflexos também das condições do mercado internacional capitaneado pelo crescimento da China, é que o mercado de consumo brasileiro voltou a reagir de maneira efetiva e o crescimento passou a patamares mais interessantes, com a inflação sob controle.

Até o Plano Real, o investimento de curto prazo, também chamado de investimento de porta-fólio por buscar aproveitar as diferenças de taxas de juros e taxas de câmbio entre países desenvolvidos e emergentes, era responsável por 60% do total do investimento externo no Brasil. A partir do Plano Real essa participação caiu gradativamente para 10%, chegando mesmo a apresentar números negativos em 1998, enquanto que o investimento direto do exterior cresceu consideravelmente a partir da segunda metade dos anos 1990 (BAUMANN, 2001; BAER; RANGEL, 2001). Antes da Segunda Guerra Mundial o investimento direto estrangeiro no Brasil se concentrava nas utilidades públicas, transportes e atividades bancárias, com pequena percentagem investida na indústria manufatureira. A estratégia de industrialização brasileira, assim como ocorreu na Argentina, destinou um volume maior de recursos à manufatura nos anos do pós – guerra. Nos anos 90 a função do investimento direto do exterior mudou de maneira acentuada com a adoção de planos de estabilização macroeconômica e institucional parcialmente destinados a atrair um volume maior desse tipo de investimento. Na vigência do Plano Real, mais precisamente no período 1995-2002, são efetivadas reformas importantes como a privatização; fim dos monopólios estatais nos setores de petróleo e telecomunicações; mudança de tratamento do capital estrangeiro; saneamento do sistema financeiro; reforma ainda – que parcial – da Previdência Social; renegociação das dívidas estaduais; aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal; ajuste fiscal a partir de 1999; criação de agências reguladoras de serviços de utilidade pública; o estabelecimento do sistema de metas de inflação como modelo de política monetária (GIAMBIASI, 2005), e a implementação do Mercosul. A título de exemplo, no período 1996-2000 somente a Espanha investiu USD 28,435 bilhões no Brasil nas áreas de produção e distribuição de energia elétrica, gás e água; transportes e comunicações; financeiras, bancos e serviços de seguros (TREVINO; MIXON, 2004). O interesse do capital externo pelo mercado interno brasileiro e as condições de estabilidade verificadas nos últimos anos também chegaram ao varejo, com o aumento dos investimentos externos no setor. Provavelmente, as mesmas condições locais e internacionais que provocaram um maior interesse pelo varejo no Brasil, propiciaram também um desenvolvimento aparentemente mais consistente de um processo de internacionalização de empresas originalmente formadas por capital nacional atuantes no mercado de consumo local (ALEXANDER; LIRA E SILVA, 2002).

Do ponto de vista da teoria econômica, questões clássicas sobre a dinâmica do mercado de consumo formam o pano de fundo para este estudo. Cinquenta anos se passaram desde que Milton Friedman publicou sua hipótese da renda permanente, e permanece no meio

acadêmico e entre os formuladores de políticas econômicas o desafio de modelar um consumidor representativo que possa integrar seu comportamento de consumo ao mercado financeiro e ao mercado de bens (CAMPBELL; MANKIW, 1989; WEBER, 2002; REIS, 2006). Trabalhos empíricos a partir de séries temporais de agregados macroeconômicos como o consumo, renda, estoque de ativos, taxa de juros, poupança e base monetária têm sido utilizados para testar as hipóteses que os relacionam em diferentes situações e países. Estudos dessa natureza também têm sido realizados utilizando dados da economia brasileira (CAVALCANTI, 1993; REIS *et al*, 1999; ISSLER; ROCHA, 2000; ISSLER; PIQUEIRA, 2001; NELSON, 2002; ARAUJO; ISSLER, 2004; GOMES; PAZ, 2004; GOMES *et al*, 2005; PAZ, 2006; GOMES, 2004; 2007). Esses estudos testam aspectos das hipóteses de renda permanente, ciclo de vida e expectativas racionais com dados da economia brasileira até o ano de 2002.

Este trabalho procura contribuir com uma análise empírica adicional sobre as relações entre o consumo, mais notadamente as vendas de varejo e o seu comportamento em relação a renda, características sazonais, juros e condições de crédito ao consumidor da economia brasileira recente. Passados os anos de ajuste inicial pós-Plano Real, o período de 2000 a 2007 oferece dados mais apropriados para desenvolver-se um estudo da dinâmica das vendas de varejo no Brasil. Sua estrutura foi organizada em cinco capítulos adicionais a esta introdução. No Capítulo dois, a seguir, são explicitados os objetivos do trabalho. Utilizam-se hipóteses formuladas a partir de algumas indagações provocadoras a respeito dessa dinâmica. No Capítulo três é apresentada uma breve revisão do tratamento teórico e empírico que vem sendo dado à análise macroeconômica do consumo em diferentes países, incluindo o Brasil. Em seguida, no Capítulo quatro, são utilizados exemplos empíricos para ressaltar alguns aspectos relativamente importantes a serem considerados no tratamento econométrico de séries temporais utilizado neste trabalho. A base de dados, as variáveis efetivamente utilizadas, as análises e tratamentos realizados, os principais modelos testados e os resultados obtidos são apresentados no Capítulo cinco. A partir dos resultados obtidos no Capítulo cinco e das hipóteses desenvolvidas no Capítulo dois, juntamente com a base teórica dos Capítulos três e quatro, chega-se a uma síntese apresentada no Capítulo seis juntamente com comentários a respeito das deficiências e limitações deste trabalho e sugestões para estudos posteriores a este.

Um número significativo de modelos e combinações de variáveis foi testado durante a execução desta pesquisa. Foram inseridos nesta peça apenas os resultados considerados mais interessantes e relevantes. Tabelas e figuras com resultados adicionais de determinados testes, além da base de dados utilizada neste estudo, foram incluídas nos apêndices localizados ao final deste documento.

2 OBJETIVOS DA INVESTIGAÇÃO

O propósito central deste trabalho é o de identificar e analisar os fatores condicionantes das vendas destinadas ao mercado de consumo no Brasil entre junho de 2000 e junho de 2007. Este período caracteriza-se por ser um período de relativa estabilidade da moeda e, mais recentemente, de reduções sistemáticas das taxas básicas de juros promovidas pela autoridade monetária. O comportamento agregado das vendas no varejo pode ser estudado de maneira mais adequada a partir de um conjunto de perguntas direcionadoras. Estas, por sua vez, implicam na formulação de hipóteses que ao serem empiricamente testadas permitem o conhecimento de relações e dinâmicas associadas à evolução das vendas no mercado de consumo interno. Permitem também o desenvolvimento e adequação de novos pressupostos ou hipóteses que auxiliem na construção do conhecimento sobre o mercado de varejo de bens e serviços em trabalhos posteriores a este. A seguir são relacionadas cinco indagações que nortearam este trabalho e suas respectivas hipóteses que deverão ser testadas.

Pergunta: Existe uma relação de longo prazo entre o consumo e a renda?

Hip: A renda e o consumo mantêm uma relação de longo prazo (2.1)

Pergunta: Qual a inércia das vendas em relação às condições de crédito?

Hip: O impacto da inovação das condições de crédito é lento nas vendas do varejo (2.2)

Pergunta: Quais os impactos sazonais nas vendas de varejo?

Hip: As vendas de varejo flutuam com tendência declinante nos primeiros três trimestres do ano e se expandem no último (2.3)

Pergunta: Qual a elasticidade das vendas de varejo em relação aos juros?

Hip: O consumidor é pouco sensível às alterações da taxa de juros. O importante é acomodar as despesas no orçamento (senso comum) (2.4)

Pergunta: Qual a elasticidade das vendas de varejo em relação às condições de crédito: taxas e prazos?

Hip: As condições de crédito são mais relevantes para explicar a evolução do consumo do que a renda (2.5)

3 REVISÃO DA LITERATURA

3.1 Introdução

Este estudo tem como alicerce teórico a Teoria do Consumo, desenvolvida na intersecção dos campos da macro e microeconomia. Os conceitos teóricos que fundamentam seus modelos e teorias baseiam-se em hipóteses a respeito do comportamento do consumidor, que são a rigor assunto da microeconomia, mas geram desenvolvimento teórico com variáveis agregadas, intensamente utilizadas nas diferentes áreas da macroeconomia, mais notadamente nos estudos da demanda do consumo e consumo agregado. Esse é o caso, por exemplo, da hipótese da renda permanente. Da maneira como costuma ser formulada, a hipótese da renda permanente pressupõe que o consumo agregado possa ser modelado como as decisões de um consumidor representativo que tenta maximizar o valor presente esperado da utilidade do seu consumo (BARKSKY *et al*, 1986; CAMPBELL; MANKIWI, 1989; DEMERY; DUCK, 1997).

A solução de problemas de maximização com restrições estrategicamente escolhidas em função do aspecto que se deseja estudar permite derivar equações e desenvolver especificações que possam ser testadas empiricamente com dados agregados. Chamberlain e Wilson (2000), por exemplo, analisam o planejamento de consumo de um consumidor com renda estocástica que maximiza a soma das utilidades descontadas – com taxa de juros também estocástica – ao longo de uma vida infinita e está sujeito a uma restrição orçamentária. Wachter (2006) utiliza fatores associados ao consumo para explicar a determinação da taxa de juros. Scott (2000) modela as hipóteses de expectativas racionais e renda permanente a partir da equação de Euler, sujeita à restrição orçamentária e a condições relacionadas às imperfeições do mercado de capitais, para examinar a resposta do consumo às mudanças cíclicas e permanentes do mercado de oferta de crédito. Questões semelhantes a essas também são tratadas com micro-dados coletados em pesquisas realizadas com indivíduos e famílias, como fazem Attanasio e Weber (1989; 1995) e Ziliak (1998). Outros aspectos do consumo associados ao estudo do comportamento do consumidor e que utilizam, em sua grande maioria, dados em nível micro são estudados, por exemplo, pela psicologia econômica (SCHOLDERER; GRUNET, 2005; O’CASS, 2000). Estes últimos distanciam-se do escopo deste trabalho.

O consumo na economia como um todo é o agregado das decisões de consumo de milhões de famílias. Muito do que deve ser importante para as pessoas individualmente, como nascimentos, mortes, promoções ou ganhar uma herança, perde importância na visão econômica agregada. Attanasio e Weber (1993) salientam que a omissão de fatores demográficos, normalmente não observados em dados agregados, pode levar a um viés na estimação de elasticidades, relacionando o consumo e a taxa de juros, por se utilizar o mesmo coeficiente em grupos com diferentes preferências e opções de oportunidade. Por outro lado, a lei dos grandes números garante que experiências individuais puramente aleatórias não influenciem o total. Mas algumas influências que afetam as unidades familiares, como uma recessão econômica e um aumento de impostos, por serem comuns a todas as famílias, provocam mudanças nas variáveis agregadas.

O gasto total em bens e serviços de uma economia durante um determinado período, ou seja, seu Produto Interno Bruto, pode ser decomposto, de acordo com a teoria macroeconômica clássica, em quatro variáveis macroeconômicas: Consumo; investimento; gastos do governo e o valor líquido das exportações ou exportações menos importações. O Consumo é definido como o gasto das famílias e inclui as compras de bens duráveis como produtos de linha branca (geladeiras, fogões, máquinas de lavar), produtos de linha marrom (televisores, aparelhos de DVD e som) e automóveis; bens não-duráveis como alimentos, vestuário, gasolina e produtos de higiene e limpeza; e os serviços como cortes de cabelo, educação, saúde, advogados e entretenimento. Em geral, são considerados para as estatísticas do Consumo de um determinado período apenas os produtos novos comprados no período determinado. As compras de imóveis novos geralmente não são utilizadas para o cálculo do Consumo, sendo consideradas como investimento fixo, na conta de Investimento.

Hall e Papell (2005) mostram que o Consumo foi a principal força impulsionadora do crescimento da economia norte-americana em 2002, crescendo a uma taxa anual de 3%. Nesse ano o gasto com bens duráveis e particularmente com automóveis foi especialmente forte.

Normalmente o Consumo representa *grosso modo* dois terços dos gastos que formam o Produto Interno Bruto de uma economia (HALL; PABELL, 2005; GOMES *et al*, 2005). Justamente por estar associado ao comportamento do consumidor e ao consumo das famílias, e representar a parcela mais significativa do gasto do Produto Interno Bruto de uma economia, esse tema tem sido foco de atenção de uma vida de muitos economistas e pesquisadores

(CYSNE *et al*, 2005; LIU, 2000; MANKIW *et al*, 1985). Davidson *et al* (1978) fazem uma retrospectiva de várias pesquisas com séries de tempo agregadas relacionando o consumo com a renda na Inglaterra e analisam as diferenças de tratamento e os diferentes resultados obtidos a partir de modelos a princípio semelhantes. Em trabalho recente Otsu (2007) analisa a crise econômica de 1997 da Coréia do Sul e seus impactos a partir do ponto de vista do consumo e do crescimento do PIB.

O Consumo em que este trabalho se espelha para tratar as vendas do varejo é o consumo agregado. Apesar de haver uma diferença sensível entre os conceitos de consumo – no sentido de realmente consumir o bem ou serviço – e de venda – quando o direito ao consumo se efetiva – ambos podem ser vistos *grosso modo* como diferentes faces da mesma moeda. Especialmente se o domínio analisado se restringe aos serviços e bens de consumo não-duráveis e duráveis de valor relativamente menor. Outro aspecto relevante é o fato de que uma parcela significativa dos valores considerados nas estatísticas do consumo agregado é de fato obtida a partir de informações de vendas realizadas ao consumidor final.

Do ponto de vista da teoria macroeconômica, o consumo agregado é influenciado por fatores como a renda nacional, o estoque de riqueza ou patrimônio, a taxa de juros do mercado, a disponibilidade de crédito, as expectativas sobre a renda futura e a rentabilidade das aplicações financeiras. Evidências empíricas, entretanto, mostram que as decisões de consumo são influenciadas basicamente pela renda nacional disponível, definida como a renda nacional menos os impostos (VASCONCELLOS; GARCIA, 2005). A seguir, são apresentados aspectos da teoria macroeconômica aplicada ao consumo, suas hipóteses e algumas tentativas de validação por meio de aplicações com dados da economia real. Busca-se embasar a construção dos modelos de regressão, que permitam testar as hipóteses apresentadas no Capítulo dois, a partir do tratamento teórico fornecido pela teoria macroeconômica relacionada ao consumo agregado.

3.2 A função consumo

A função consumo simples desenvolvida inicialmente por Keynes pode ser expressa na seguinte forma:

$$C = f(Y_d) \quad (3.1)$$

Onde:

C = consumo agregado;

Y_d = renda nacional disponível.

Desenvolvendo uma regressão linear simples Hall e Papell (2005) analisaram essa relação com dados anuais do mercado americano durante o período 1959 – 2002 e chegaram ao seguinte modelo:

$$C = 0,94Y_d \quad (3.2)$$

O coeficiente da renda disponível na regressão acima que indica a variação esperada no consumo decorrente da variação na renda disponível, quantifica a propensão marginal a consumir, conceito também desenvolvido por Keynes. Nesse caso a regressão apontou uma propensão marginal a consumir de 94%. Em média a população gastou 94% da sua renda disponível e poupou 6% no período analisado. Esse resultado empírico mostra que devemos esperar um comportamento do consumo ligeiramente mais suavizado em relação ao comportamento da renda disponível. Porém, quanto mais próximo da unidade for a propensão marginal do consumidor em consumir a renda disponível que recebe, menos suavizada será a evolução do consumo em relação à evolução da renda disponível. Em uma economia de consumidores keynesianos a renda disponível explica praticamente todo o consumo.

A figura a seguir apresenta o comportamento entre o consumo e a renda disponível semelhante ao descrito por Hall e Papell (2005) para a economia americana. Neste caso, Zhang (2002) utilizou dados de renda disponível *per capita* e o consumo *per capita* da economia chinesa.

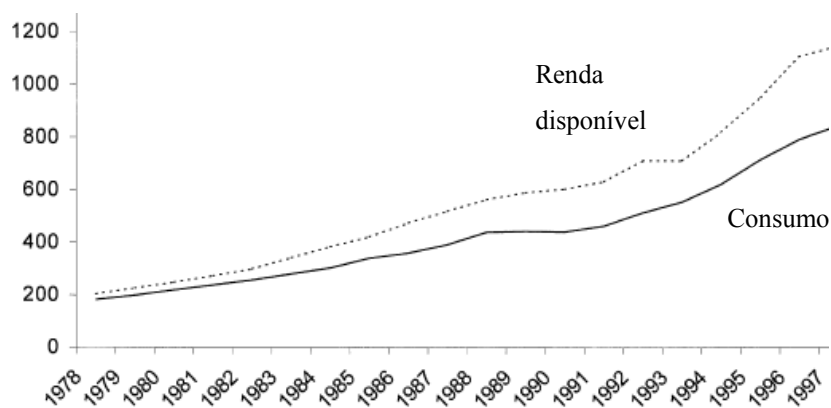


Figura 3.1 - Consumo *per capita* x renda disponível *per capita* na China (em yuan de 1990)

FONTE: Zhang (2002)

O fato das curvas de consumo e renda disponível se afastarem no tempo ocorre pela ação do crescimento e não necessariamente pela variação da relação entre o consumo e a renda disponível. Aparentemente parece que essa relação se mantém como prescreve a função consumo de Keynes. Entretanto, um olhar mais atento para a Figura 3.1 permite observar alguns períodos nos quais essa relação realmente se modificou. Há períodos em que a renda disponível cresce e o consumo diminui.

Outra observação importante é a diferença entre a visão de curto prazo e a visão de longo prazo. Como a propensão marginal a consumir é obtida pelo coeficiente de variação linear, há uma diferença de inclinação da função consumo para o curto prazo – considerando-se as variações ano a ano, trimestre a trimestre ou mês a mês – em relação à função consumo estimada para o longo prazo que considera a variação média do período como um todo.

Para o período estudado por Hall e Papell (2005) a propensão marginal a consumir de curto prazo ficou em 77%, contrastando com os 94% de longo prazo. Aparentemente as mudanças provocadas no consumo pelas mudanças na renda disponível se espalham ao longo de alguns anos. Entretanto, ao calcular a propensão marginal a consumir para dois grupos separados, bens duráveis e bens não-duráveis mais serviços, encontraram uma propensão marginal a consumir de curto prazo menor que a de longo prazo para bens não-duráveis e serviços – 0,47 contra 0,80 – e maior que a propensão marginal de consumo de longo prazo para bens duráveis – 0,29 contra 0,15. A volatilidade geralmente encontrada no comportamento das séries temporais de consumo de bens duráveis pode ser uma explicação para esse resultado. Outra explicação possível e que também cabe para explicar a volatilidade dessas séries é o fato de que as séries de consumo de bens duráveis trazem dados do gasto de consumo e não

do consumo propriamente dito. O consumo se dá ao longo da vida útil do bem adquirido (CAMPBELL; MANKIW, 1989; OGAKI; REINHART, 1998).

Comum à técnica de regressão linear, a reta de regressão representa valores médios estimados ou ajustados aos valores reais observados. Foi da análise das diferenças entre os valores estimados e seus correspondentes valores reais que se desenvolveram as críticas à chamada função de consumo keynesiana. Notaram-se períodos em que os erros medidos como as diferenças entre os valores do consumo real e suas respectivas estimativas pela função consumo resultaram grandes e positivos ou grandes e negativos. A década de 1980, por exemplo, foi marcada por elevadas taxas de inflação, duas recessões e problemas com o mercado de ações. Ao longo dessa década, os dados mostram que as famílias consumiram muito menos que suas rendas disponíveis. Como se não confiassem no que poderia acontecer com seus rendimentos. Já na década de 1990 ocorreu o inverso. O consumo real anual ficou bem acima dos valores estimados. Provavelmente o mercado de ações em crescimento de 1995 a 1999 fez os consumidores sentirem-se mais ricos (HALL; PAPELL, 2005). Bowman *et al* (1999) propuseram um modelo relacionando o consumo e a poupança baseado na teoria do Prospecto desenvolvida por Kahneman e Tversky. Nesse modelo quando há um nível suficiente de incerteza sobre a renda o indivíduo resiste em baixar seu consumo em resposta às notícias ruins sobre a renda futura. Essa resistência é maior do que a resistência a aumentar o consumo em resposta a notícias positivas. Esse modelo foi validado para dados do Canadá, França, Estados Unidos, Alemanha Ocidental e Japão.

Explicações como essas para os erros associados à utilização da função de consumo simples pressupõem que o consumidor seja mais sofisticado em suas análises e na escolha ótima do seu consumo do que um consumidor que leva em consideração apenas a sua renda disponível, como prevê a função keynesiana do consumo. É na busca de modelos teóricos que possam incluir pressupostos como esses e possam ser empiricamente testados que se tem desenvolvido e testado as hipóteses sobre o consumo que levem em consideração e de maneira explícita as expectativas do futuro (FRIEDMAN; BECKER, 1957; WHITE, 1978; BLINDER; DEATON, 1985; BEAN, 1986; CARROLL; KIMBAL, 1996; FEIGENBAUM, 2005). O item seguinte apresenta algumas dessas hipóteses e conceitos.

3.3 A Teoria do Consumo e o consumidor representativo que planeja o futuro

Neste item são apresentados e discutidos brevemente alguns conceitos mais significativos que embasam a teoria do consumo com viés macroeconômico.

3.3.1 Teoria da Renda Permanente e Ciclo de Vida

Uma quantidade razoável de diferentes teorias do consumo foi desenvolvida para responder as deficiências apresentadas pela função consumo simples. Atualmente duas teorias têm se mostrado mais duradouras e aceitas: A teoria da renda permanente e a teoria do ciclo de vida.

Dimand (1997) salienta que Irving Fisher, por meio de trabalhos realizados no início dos anos 1900, formulou a base da teoria da renda permanente e ciclo de vida para o consumo que seria desenvolvida, na década de 1950, por Milton Friedman (renda permanente) e por Franco Modigliani (ciclo de vida) em uma série de artigos entre os quais se destacam Ando e Modigliani (1963; 1964). As duas estão bem relacionadas e têm servido de base para a maioria das pesquisas de expectativas racionais sobre o consumo no campo da macroeconomia (DEJUAN *et al*, 2004; 2006). Uma interessante retrospectiva a respeito da teoria da renda permanente desenvolvida por Milton Friedman pode ser encontrada em Meghir (2004).

A idéia básica dessas duas teorias é que os consumidores tomam suas decisões de consumo prospectando o futuro. O nome ciclo de vida está relacionado ao pressuposto de que as decisões de uma família são tomadas com base nos diferentes estágios que a família passa ao longo de toda a sua existência e das diferentes expectativas de consumo que desenvolvem para as condições que esperam encontrar ao longo de suas existências. São comuns os estudos de ciclo de vida de consumo que utilizam micro-dados. Blundell *et al* (1994) estudam parâmetros de preferência dos consumidores que determinam seus gastos ao longo dos seus ciclos de vida. Attanasio e Browning (1995) utilizam dados de séries de tempo em seções transversais, ou seja, dados em painel, para testar o modelo de ciclo de vida para o consumo e concluem que seus resultados não destoam das pesquisas que utilizam micro-dados e macro dados. Bullard e Feigenbaum (2007) incluem o entretenimento, além do consumo, na função utilidade para explicar parte do formato concava do consumo ao longo do ciclo de vida das

pessoas. Binder e Pesaran (2001) e Pesaran (2003) examinam as interações sociais e a formação do hábito e seus impactos sobre o consumo ao longo do ciclo de vida de grupos de afinidade. Kalwij (2005), por sua vez, utiliza um painel de lares holandeses, pesquisado no período 1987-1993, para analisar o comportamento de consumo, poupança, renda e emprego ao longo dos períodos de nascimento dos filhos. Os resultados empíricos mostram que, nesses períodos, as famílias, em média, passam por uma redução da renda, diminuem seu consumo e poupam menos. O afastamento das mulheres de seus empregos seria o fator determinante da redução da renda com a chegada das crianças.

O nome renda permanente está associado à distinção entre a renda permanente em contraste com a renda transitória de uma família ou indivíduo. Segundo a hipótese da renda permanente, o consumidor tem a expectativa de manter um determinado nível de renda disponível ao longo do tempo. E entende como transitória uma possível variação em sua renda disponível, que na sua percepção desaparecerá em breve (FRIEDMAN; BECKER, 1957). As duas teorias utilizam equações diferentes para expressar a idéia básica de que os consumidores são prospectivos e para aplicar essa idéia de maneira empírica.

Como na função consumo simples, a teoria da renda permanente e ciclo de vida também pressupõem que as decisões de consumo das famílias ou indivíduos estejam relacionadas as suas rendas disponíveis. Friedman e Becker (1957) mostram que o descolamento em relação à função consumo simples inicia-se quando além da renda disponível corrente os consumidores também consideram a esperança que possuem a respeito de suas rendas disponíveis no futuro. Easaw *et al* (2005) e Easaw e Heravi (2004) utilizam dados específicos a respeito dos sentimentos e expectativas dos consumidores para prever o consumo das famílias na Inglaterra. A renda, por sua vez, depende da renda do trabalho futuro (GRAHAM, 2003; ALTUG; MILLER, 1990), da renda futura a ser gerada pela riqueza acumulada (PAIELLA, 2007; CHEN, 2006; IKEDA, 2006), do nível futuro de taxa de juros real que remunerará os ativos e do nível futuro de impostos incidentes sobre a renda de cada indivíduo (BLINDER, 1981; GYLFASSON, 1981).

A decisão de consumo é similar a um plano que as famílias fazem no qual o consumo do ano corrente é o primeiro ano de um plano que pode se estender a cinqüenta, sessenta ou mais anos. No próximo ano o plano pode ser ajustado às novas informações disponíveis. Se tudo estiver de acordo com o esperado, o plano é mantido. Mesmo que uma parcela reduzida dos

consumidores tenha realmente essa sofisticação para sentar e desenvolver um plano de expectativas formal em detalhe, é razoável considerar que uma boa parte das famílias ou indivíduos faça algum planejamento informal quando toma emprestado hoje e compromete parte de sua renda esperada no futuro, ou seja, antecipa essa renda futura quando decide por um plano de poupança ou previdência para sua aposentadoria. Pischke (1995) argumenta que a informação agregada das variáveis da economia não é muito importante para as decisões de consumo dos indivíduos. E como a renda individual, por exemplo, é menos persistente do que a renda agregada, os consumidores devem reagir pouco às variações agregadas de renda. Os economistas, em geral, consideram que o plano que as famílias fazem é muito consciente, apesar de reconhecerem que a maior parte dos indivíduos é sensivelmente mais informal em seus planejamentos (LUO, 2007; HALL; PAPELL, 2005; ATTFIELD *et al*, 1992).

3.3.2 A Restrição Orçamentária Intertemporal

O plano que as famílias ou indivíduos fazem deve estar sujeito a uma restrição orçamentária e às imperfeições dos mercados de crédito (ATTANASIO, 1995). Esta restrição pode estar mais relaxada em um determinado ano do que em outro, mas aplica-se ao longo de todos os anos de aplicação do plano. Há períodos em que uma determinada família, bem como os consumidores em geral, tem facilidades para gastar mais do que sua renda disponível. Pode tomar emprestado ou desfazer-se de parte de sua riqueza. Mas essa condição não pode permanecer indefinidamente, pois acabariam por dilapidar seu patrimônio e não conseguiriam obter mais empréstimos sem garantias adicionais. Portanto, os consumidores sofrem restrições orçamentárias intertemporais que limitam seu consumo ao longo dos anos. Em alguns anos o consumidor consome aquém da sua renda disponível e esse saldo poupado vai compor seus ativos financeiros que poderão ser consumidos mais tarde. Uma restrição orçamentária intertemporal descreve a evolução da riqueza de uma família e é geralmente apresentada em variações da seguinte forma geral (FLAVIN, 1981; 1993; ATTFIELD *et al*, 1992):

$$A_{t+1} = (1 + r)A_t + y_{Lt} - c_t \quad (3.3)$$

Onde:

A_t = ativos reais no início do ano t ;

r = taxa de juros real;

y_t = renda líquida do trabalho durante o ano t ;

c_t = consumo durante o ano t .

O plano de consumo é exequível se não envolver posições impraticáveis de ativos em algum momento no futuro. Qualquer quantidade positiva de ativos pode ser viável já que isso significa que a família está emprestando para outros e não tomando emprestado. O conceito de ativo empregado aqui é o de ativo líquido. As famílias podem adquirir empréstimos e a maioria o faz para a compra de ativos, como automóveis e residências. Isso é possível quando o saldo de ativos é positivo. Conseguir efetivar empréstimos quando o saldo é negativo é possível apenas se a expectativa de aumento da renda futura for consideravelmente sólida. Bacchetta e Gerlach (1997) salientam que, se parte dos consumidores possuem restrição orçamentária, o consumo agregado deve apresentar uma sensibilidade excessiva às condições de crédito e à renda quando comparado com o consumo de consumidores sem essa restrição. Eles identificaram um impacto substancial dos agregados de crédito no consumo nos Estados Unidos, Canadá, Reino Unido, Japão e França. De maneira semelhante, Ogawa e Wan (2007) utilizaram micro-dados para evidenciar a influência do endividamento das famílias japonesas no consumo, durante e depois da bolha financeira que, eventualmente, causou a estagnação econômica dos anos 1990. Padula (2004) faz uso da técnica de dados em painel, de expectativas subjetivas, para identificar choques na renda e estimar a propensão marginal a consumir bens duráveis. Filer e Fisher (2007) compararam consumidores norte-americanos com e sem restrição orçamentária e identificaram um excesso de sensibilidade no consumo provocado pela restrição orçamentária. Em seu estudo, a parte da amostra classificada com restrição orçamentária é formada por indivíduos que foram considerados legalmente falidos. A legislação americana permite que os registros de crédito desses indivíduos sinalizem essa informação por dez anos, o que efetivamente restringe o acesso ao crédito para esses consumidores. Zeldes (1989) utiliza dados do Painel de Estudos de Dinâmica da Renda (PSID, 2007) para analisar o comportamento de busca de solução ótima de consumo sujeito a uma seqüência de restrições creditícias. Seus resultados suportam, de maneira geral, a hipótese de que a incapacidade de emprestar, com base em recebimentos futuros, afeta o consumo de uma parcela significativa da população norte-americana. Sarno e Taylor (1998) analisam os efeitos da desregulamentação financeira ocorrida na Inglaterra. O estudo concluiu que a desregulamentação reduziu significativamente as restrições orçamentárias sobre os consumidores e permitiu a um percentual maior de indivíduos amortecer seu consumo ao longo dos anos. Madsen e McAleer (2001) testaram as hipóteses do ciclo de vida e renda

permanente do consumo em um macro-painel com vinte e dois países desenvolvidos. Os resultados dão suporte à hipótese do ciclo de vida e renda permanente e não são significativos para a hipótese da restrição orçamentária. McKiernan (1996) desenvolveu um modelo com filtro para permitir que o percentual de consumidores que consome sua renda corrente, varie no tempo e demonstrou que os consumidores sofrem restrição orçamentária, relacionando esse percentual a medidas de aperto de crédito produzidas no mercado.

3.3.3 Consumo Permanente *versus* Consumo Errático e a Poupança Precaucional

As teorias de renda permanente e de ciclo de vida assumem que a maioria das pessoas prefere manter relativamente estável o seu nível de consumo de ano para ano. Entre apertar-se e reduzir seu consumo pela metade em um ano para gastar cinquenta por cento a mais no ano seguinte ou manter um nível médio nesses dois anos, o consumidor, em geral, opta por manter um nível médio de consumo e evitar grandes flutuações. Ao longo de sua vida, o consumidor planejaria manter um nível constante de consumo. Isso significa que ele provavelmente consumiria mais que a renda do seu trabalho nos estágios iniciais de sua vida produtiva. Com o passar dos anos e o acúmulo de experiência e conhecimento, a remuneração do seu trabalho aumentaria e ele manteria seu nível de consumo acumulando ativos para serem consumidos em sua aposentadoria ou deixar de herança a seus dependentes. Portanto, a curva de consumo ao longo de sua vida seria planejada para percorrer um caminho suavizado, sem flutuações exageradas. Campbell (1987) utiliza uma estratégia interessante para testar esse comportamento de renda permanente. Ele salienta que a decisão de racionalizar o consumo equivale à decisão de poupar, face às expectativas que o consumidor tem a respeito de sua renda futura. Se o indivíduo poupa porque espera que sua renda permanente diminua, poder-se-ia utilizar a informação de poupança como um previsor de declínio da renda do consumidor. Utilizando dados trimestrais agregados do período 1953 – 1984 para a economia norte-americana, o estudo apresentou resultados válidos quando a renda é estacionária em primeiras diferenças e não em nível, como na maioria dos estudos comparáveis da época.

O tema da poupança precaucional, ou seja, a poupança para se precaver de variações futuras na renda permanente, é relativamente recorrente nos estudos que relacionam o consumo à renda, à taxa de juros ou à restrição orçamentária e testam, com dados agregados ou não, as expectativas racionais e as hipóteses de renda permanente e ciclo de vida do consumo. Utilizando micro-dados Browning e Lusardi (1996) fazem uma interessante retrospectiva a

respeito da poupança das famílias e citam nove motivos que levam as pessoas a poupar, sendo oito desses motivos listados pelo próprio Keynes:

- Formar uma reserva contra contingências (motivo precaucional);
- Prover necessidades futuras que a renda futura esperada, sozinha, não poderá suprir (motivo ciclo de vida);
- Desfrutar dos juros e da valorização dos ativos (motivo substituição intertemporal);
- Manter um perfil de gasto gradualmente crescente (motivo melhoria);
- Desfrutar do poder de independência para eventuais ações (motivo independência);
- Assegurar massa de manobra para projetos especulativos ou negócios (motivo empresa);
- Formar herança (motivo herança);
- Satisfação da pura miserabilidade (motivo avareza);
- Acumular depósitos para pagamentos iniciais na compra de casas, carros e outros bens duráveis (motivo entrada).

São relativamente freqüentes os trabalhos que relacionam, com dados agregados ou microdados, um ou dois dos motivos citados ao consumo dos indivíduos. Dynan (1993), por exemplo, utiliza dados não agregados para estimar um parâmetro da função utilidade que reflete a força do motivo precaucional, por meio de um coeficiente de prudência. Hahm (1998) trabalha com dados agregados do pós-guerra para estimar o valor da elasticidade de substituição intertemporal e verificar o ajuste do consumo às taxas de juros nos Estados Unidos. Luengo-Prado (2006) desenvolve, com dados agregados, um modelo de consumo com pagamentos de entrada. Sarantis e Stewart (2003) utilizaram um modelo de dados em painel para examinar a influência da restrição orçamentária e poupança precaucional nas variações entre países desenvolvidos.

Uma questão ainda sem muito consenso entre os economistas é o caso do motivo herança (PEROZEK, 1998). Um caminho de consumo em nível mais modesto ao longo da vida permitiria deixar uma herança mais relevante aos eventuais descendentes dessa família e vice-versa. Se os pais julgarem que seus filhos encontrarão condições ou estarão aptos a conquistar um bom padrão de vida por seus próprios méritos, talvez façam um plano para um caminho de consumo em nível mais elevado, sem se preocuparem em deixar alguma reserva para seus filhos. Mas poderiam também decidir por um caminho em nível menor de consumo e deixar

uma herança considerável, como um prêmio pelo desempenho dos filhos (BERNHEIM *et al*, 1986). Entretanto, independentemente dos pressupostos sobre o caso da herança, parece que as recomendações empíricas das hipóteses da renda permanente e do ciclo de vida mantêm-se válidas.

3.3.4 A Propensão Marginal a Consumir e a Inovação na Renda

O comportamento do consumidor frente a uma mudança em sua renda disponível depende de como o consumidor que prospecta o futuro percebe essa mudança como permanente ou temporária (FRIEDMAN; BECKER, 1957). Um aumento permanente não esperado na renda disponível poderia ter origem, por exemplo, em uma redução não esperada e permanente de impostos. Nesse caso o consumidor poderia elevar seu nível de gasto permanentemente no mesmo nível do aumento da sua renda disponível. Poderia também resolver manter o consumo originalmente planejado, o que lhe proporcionaria um aumento geométrico da sua riqueza ao longo dos anos, ou poderia decidir por uma situação intermediária, o que também lhe permitiria um acúmulo acima do originalmente planejado. A resposta ao aumento da renda, ou seja, o novo plano da família dependeria de quanto desse acréscimo de renda desejaria passar para a próxima geração. Se todo o aumento for transferido para o consumo, pode-se dizer que a propensão marginal a consumir o aumento da renda disponível seria igual a um. Todo aumento de renda não esperado e percebido como permanente é transferido para o consumo permanente. Se optar por passar parte do aumento para a próxima geração, a propensão a consumir seria menor. Se o fator que provocou o aumento da renda não esperado tivesse a duração de apenas um ano provocaria um aumento não esperado e temporário na renda disponível e o retorno esperado à condição original no ano seguinte. O consumidor poderia decidir consumir todo o excesso não planejado no mesmo ano e voltar à condição original de consumo planejada. Mas isso vai de encontro à regra de que o consumo segue um padrão suavizado em relação às variações da renda disponível. O consumidor provavelmente encontrará um plano de consumo melhor aumentando o seu nível de consumo em uma quantidade inferior ao da redução do imposto e acumulando a diferença em seus ativos. Portanto, sua propensão marginal a consumir um aumento não esperado em sua renda disponível seria menor do que um. A equação da restrição orçamentária intertemporal poderia ajudar a planejar quanto o consumidor deveria acrescentar ao seu consumo e quanto deveria acumular. As teorias da renda permanente e do ciclo de vida prevêm a seguinte regra de consumo para este processo de planejamento:

Se uma família obtém um aumento não esperado e temporário em sua renda disponível, ela aumentará seu nível de consumo em valor correspondente ao rendimento líquido obtido pelo aumento mais uma quantidade adicional se não desejar repassar o valor desse aumento para a próxima geração.

Para um consumidor modelo que planeja formalmente seu consumo, a propensão marginal a consumir um aumento temporário não esperado de renda disponível deve ser bem menor do que a propensão marginal a consumir um aumento permanente não esperado de renda disponível. Este deve ficar próximo da unidade. Também deve ser bem menor do que a propensão marginal a consumir obtida a partir da função consumo simples. A diferença entre a propensão marginal a consumir advinda de um aumento não esperado permanente de renda disponível e a propensão marginal a consumir originada por um aumento não esperado e transitório da renda permanente é, na opinião de Hall e Papell (2005), uma das características mais importantes das novas teorias de consumo baseadas no consumidor que considera as expectativas em relação ao futuro. No caso de o consumidor conseguir prever o aumento da renda disponível com antecedência, a regra do consumo suavizado prevê que o consumidor ajustará seus planos de consumo para aumentá-lo antes do aumento da renda realmente acontecer. Assim o aumento no seu consumo seria mais suave por ser realizado ao longo do período entre a previsão e o real aumento da renda disponível. E a sua propensão marginal seria teoricamente infinita no ano em que o aumento da renda disponível é antecipado devido ao aumento do consumo em um ano em que ainda não ocorreu o aumento da renda, ou seja, a variação da renda é zero. Se esperasse o aumento da renda disponível acontecer para efetivamente usá-la, sua linha de consumo sofreria uma variação menos suave. Um dos pontos principais dessa teoria reside no pressuposto de que a propensão marginal a consumir originária de novos fundos depende da característica temporal desse fundo, ou seja, se o incremento da renda é pontual ou recorrente nos períodos futuros. A propensão marginal a consumir deve ser baixa para incrementos pontuais – um pouco acima da taxa de juros – e próximo à unidade para incrementos recorrentes (HALL; MISHKIN, 1982; BERNANKE, 1984; ALTONJI; SIOW, 1987; HALL, 1988).

3.4 Modelagem do Consumo Agregado

A teoria da renda permanente e do ciclo de vida pressupõe uma dose razoável de racionalidade do seu consumidor modelo. Segundo Hall e Papell (2005), o ponto de vista das expectativas racionais leva em conta o comportamento histórico real da renda e utiliza essa informação para descrever estatisticamente o comportamento da renda esperada pelos indivíduos no futuro. Como se as pessoas possuíssem um modelo de comportamento que orientasse suas decisões durante os ciclos econômicos. Esse modelo serviria também para estimar suas rendas futuras. Uma vez que o caminho da renda futura é incerto, o consumidor deve revisar seu plano de renda permanente e o seu consumo à medida que novas informações sobre o futuro são disponibilizadas. Assumindo que os indivíduos têm expectativas racionais sobre a renda futura, as propriedades estocásticas dessas revisões da renda permanente podem ser exploradas para formular restrições testáveis sobre o comportamento conjunto de séries de tempo do consumo e outras variáveis observáveis (FLAVIN, 1981; 1993; WEST, 1988; WEISSENBERGER, 1986; MUELLBAUER, 1983; BLINDER, 1975).

3.4.1 O modelo teórico de Hall

Hall (1978; 1988) e Sargent (1978), em estudos que ajudaram a formar a base de uma linha importante de trabalhos teóricos e empíricos para testar as regras empíricas e os conceitos associados principalmente à hipótese da renda permanente, analisaram a relação previsível entre o consumo, o consumo defasado e a revisão da renda permanente, condicionada às informações defasadas. Em seu desenvolvimento teórico, Hall (1978) considera o seguinte modelo do ciclo de vida do consumo sob condições de incerteza:

$$\max E_t \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-\tau} u(c_{t+\tau}) \quad (3.4)$$

Sujeito a

$$A_t = \sum_{\tau=0}^{T-t} (1 + r)^{-\tau} (c_{t+\tau} - w_{t+\tau}) \quad (3.5)$$

Onde:

E_t = esperança matemática condicional a toda informação disponível em t ;

δ = taxa de preferência de tempo subjetiva;

r = taxa de juros reais ($r \geq \delta$), considerada constante no tempo;

T = duração da vida econômica;

$u(\cdot)$ = função utilidade de um período, estritamente côncava;

c_t = consumo;

w_t = recebimentos do trabalho, é uma variável estocástica e única fonte de incerteza;

A_t = ativos além do capital humano.

Em sua formulação do problema, o consumidor define a cada período t um consumo c_t que maximiza a utilidade esperada em sua vida utilizando todas as informações disponíveis no momento. A função objetivo do modelo, também conhecida como equação de Euler, nada mais é do que o valor presente esperado da função utilidade dos consumos futuros descontados a uma taxa de preferência de tempo subjetiva δ . A taxa de preferência de tempo é uma medida de impaciência que procura sintetizar esses aspectos peculiares a cada indivíduo. Uma elevada taxa de preferência de tempo reduz o valor presente da utilidade dos fluxos de consumo futuros, levando o consumidor a privilegiar o consumo corrente. Benczúr *et al* (2006) fazem uma análise interessante a esse respeito utilizando como exemplo o crescimento do gasto nos países da Europa central e, mais notadamente, na Hungria. Uma taxa de preferência de tempo baixa reduz o efeito da impaciência sobre o consumo atual. A restrição à função objetivo estima o valor presente das expectativas de utilidade dos ativos não oriundos dos rendimentos do capital humano, descontadas a uma taxa de juros real. O modelo descrito pelas Equações 3.4 e 3.5 prevê a comparação entre os ganhos de capital advindos da taxa de juros real e a taxa de preferência de tempo, para decisão de consumo. A taxa de juros deve afetar a decisão pessoal de consumir imediatamente ou adiar o consumo, pois representa a relação entre os preços no futuro e os preços no consumo corrente (DONKERS; VAN SOEST, 1999; ZHANG, 2002). Se a taxa de juros real for positiva, cria-se um incentivo para o consumidor postergar parte do seu gasto. Entretanto, para uma mesma taxa de juros real a decisão de adiar o consumo deve depender de condições específicas de cada indivíduo e do contexto em que ele se encontra. Essa condição individual é representada pela taxa de preferência de tempo. Se a taxa de juros real for maior que a taxa de preferência de tempo, cria-se um incentivo para a poupança ou adiamento do consumo. Portanto, em contraposição ao pressuposto keynesiano de que o consumo é insensível à taxa de juros, espera-se que a

relação entre consumo e taxa de juros reais seja negativa (HALL; PAPELL, 2005; HAMBURGUER, 1967).

O valor de w_t será obtido pelo consumidor após a sua escolha de c_t . O modelo pressupõe também que exista uma esperança de recebimentos futuros provenientes do trabalho $E_t w_{t+\tau}$ condicionada às informações disponíveis atualmente.

Ao derivar o modelo representado pelas Equações 3.4 e 3.5 Hall (1978) chegou à expressão:

$$E_t u'(c_{t+1}) = [(1 + \delta)/(1 + r)] u'(c_t) \quad (3.6)$$

Ou seja, a esperança matemática da utilidade marginal do consumo em $t + 1$ condicionada às informações disponíveis no período t está relacionada à utilidade marginal no período t . A proporcionalidade entre essas utilidades marginais é estabelecida pela razão entre as taxas de preferência de tempo e taxa de juros real, consideradas constantes ao longo dos períodos.

Esse é justamente o corolário número dois apresentado por Hall (1978) com a utilidade marginal obedecendo à regressão:

$$u'(c_{t+1}) = \gamma u'(c_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (3.7)$$

onde

$$\gamma = [(1 + \delta)/(1 + r)] \quad (3.8)$$

e

$$E_t \varepsilon_{t+1} = 0 \quad (3.9)$$

Seu primeiro corolário indica que a única informação do período t utilizada pelo consumidor para a previsão do consumo em $t + 1$ é o próprio consumo em t , por meio da esperança da sua utilidade marginal. Uma vez que c_t é conhecido, a renda ou a riqueza no período t torna-se irrelevante.

O corolário número três mostra que se função utilidade for quadrática do tipo:

$$u(c_t) = -1/2(c^* - c_t)^2 \quad (3.10)$$

Na qual c^* é um nível de consumo almejado, então o consumo seguirá a regressão exata:

$$c_{t+1} = \beta_0 + \gamma c_t - \varepsilon_{t+1} \quad (3.11)$$

onde

$$\beta_0 = c^* [(r - \delta)/(1 + r)] \quad (3.12)$$

E novamente todas as variáveis observadas em t ou em períodos anteriores a t que forem adicionadas à regressão não apresentarão coeficientes diferentes de zero.

O quarto corolário deriva uma função utilidade com elasticidade de substituição constante com a seguinte forma:

$$u(c_t) = c_t^{(\sigma-1)/\sigma} \quad (3.13)$$

E a especificação do modelo da evolução do consumo será dada por:

$$c_{t+1}^{-1/\sigma} = \gamma c_t^{-1/\sigma} + \varepsilon_{t+1} \quad (3.14)$$

O quinto corolário também chega a uma especificação simples como a da expressão acima e dos corolários anteriores, além de demonstrar que sobre determinadas condições (pequena variação da utilidade marginal entre períodos sucessivos) o consumo segue um passeio aleatório com deslocamento e as mudanças no consumo não podem ser previstas com informações pregressas (HALL, 1978; NELSON, 1987).

3.4.2 O excesso de sensibilidade do consumo

Em sequência ao trabalho de Hall (1978), um número considerável de estudos sobre o consumo agregado concentrou-se na estimação de equações de Euler que descrevem a escolha

ótima de consumo de uma família no tempo. É o caso de Flavin (1981), que utilizou um modelo estrutural para testar o excesso de sensibilidade do consumo à renda corrente e a implicação da hipótese da renda permanente que prescreve ser zero o excesso de sensibilidade do consumo. Utilizando dados de consumo de bens não-duráveis ou bens não-duráveis e serviços como variável dependente, rejeitou a hipótese de que o consumo não apresenta excesso de sensibilidade em relação à renda corrente. Semelhante aos resultados de Flavin (1981), Hayashi (1982) também verificou correlações significativas entre a variação do consumo, o consumo defasado e a renda, utilizando variáveis instrumentais em suas regressões. Christiano *et al* (1991) testaram variantes do modelo de renda permanente assumindo que os consumidores tomam decisões de maneira contínua ao longo do tempo. Campbell e Deaton (1989) argumentam com base em dados trimestrais agregados dos Estados Unidos no pós-guerra que o excesso de sensibilidade ou o maior amortecimento do consumo em relação à renda, não pode ser atribuído ao fato da renda permanente ser mais amortecida do que a renda, mas que isso ocorre porque o consumo responde com atraso (defasagem) às variações da renda. Antzoulatos (1997) também analisa o caso das variáveis defasadas correlacionadas com a renda futura. Nesse sentido, Shea (1997) propõe a utilização de um R^2 parcial para verificar a relevância das variáveis instrumentais em regressões de modelos lineares multivariados. Interessante também é o estudo apresentado por Miron (1986) onde se conclui que a inclusão das flutuações sazonais das compras de consumo, em modelos de ciclo de vida e renda permanente, não provoca evidência significativa contra o modelo. Christiano (1987) argumenta que ao se permitir a variação da taxa de juros, percebe-se que uma pequena variação nas taxas de juros é suficiente para explicar o amortecimento do consumo na economia norte-americana. Jappelli e Pistaferri (2000) utilizaram dados em painel de famílias italianas para testar o motivo poupança precaucional e o excesso de sensibilidade do consumo em relação ao crescimento previsto da renda, no período 1989 – 1993. Seus resultados suportaram a poupança precaucional. Kim *et al* (2006) analisaram o amortecimento do consumo na Nova Zelândia e Haliassos e Christou (2000) o estudaram na integração financeira da União Européia. Morley (2007) apresentou uma nova estratégia para estimar sistemas cointegrados, como frequentemente acontece entre o consumo e a renda. Os componentes permanentes e transitórios das séries agregadas de consumo e de renda foram estimados com a utilização de um filtro de Kalman. Quando comparados os seus componentes, a renda permanente apresentou-se relativamente volátil, com o consumo se ajustando lentamente a ela. Seus resultados rejeitaram a versão padrão da hipótese de renda

permanente e sugerem hipóteses alternativas de formação de hábito e poupança precaucional para o comportamento do consumidor.

Zhang (2002) utiliza um sistema de equações de Euler estimado pelo método de mínimos quadrados de dois estágios com dados anuais dividido em dois conjuntos para avaliar o efeito das variações da taxa de juros no consumo na China. O primeiro grupo inclui dados de maio de 1996 a junho de 1999. Nesse período o país passou por sete cortes consecutivos em sua taxa de juros. Um segundo conjunto de dados cobriu o período pós-reforma de 1978 a 1999. Um terceiro grupo, com dados de 1966 a 1999, é utilizado para avaliar a possibilidade de quebra estrutural nas preferências do consumo.

A análise do trabalho de Zhang (2002) é interessante pelos aspectos de similaridades de forma, mas não cronológica que parece ter com o Brasil. No período pré-reformas, que se estende de 1966 a 1978, a renda disponível ao chinês e o seu consumo cresceram modestamente, aparentemente mantendo a relação de proporcionalidade simples da função consumo de Keynes, com o consumo fluando ligeiramente menos do que a renda.

No período de 1979 a 1998, Zhang (2002) observa que o consumo se tornou mais volátil e que não é mais possível distinguir um padrão de comportamento claro entre a evolução da renda e do consumo. Seus resultados sugerem um efeito fraco das variações da taxa de juros no consumo, com um aumento da sensibilidade do consumo a choques externos no período pós-reformas. Ainda segundo Zhang (2002), o fato de uma parcela maior de indivíduos ter sido afetada pela falta de liquidez pode ter dificultado a transmissão da política monetária.

A substituição da variável taxa de juros real pela variável taxa de inflação mostrou-se adequada em relação ao impacto provocado no consumo. Zhang (2002) argumenta que o mercado deve utilizar a expectativa de inflação como substituto da taxa de juros virtualmente determinada pelo mercado, já que as taxas de juros na China são administradas. Seu trabalho não apresenta evidência razoável em relação à poupança precaucional.

Em contraste ao comportamento do consumo na China apresenta-se o problema da deflação nos preços e o comportamento do consumo no Japão. Cargill e Parker (2004) analisaram o comportamento do Banco do Japão como autoridade monetária e o impacto de suas políticas sobre o consumo. Em suas análises também utilizaram um modelo de consumo simples de

dois períodos com uma restrição orçamentária para garantir que a poupança ou o empréstimo realizado no período corrente, composto a uma determinada taxa de juros, iguale-se ao consumo da poupança ou pagamento do empréstimo a ser efetivado no período seguinte.

O objetivo era demonstrar empiricamente e por meio de simulação que mesmo quando uma deflação nos preços é antecipada, o consumidor tende a diminuir seu gasto com consumo. Suas simulações indicaram que os períodos de deflação tendem a provocar uma redução do consumo corrente e uma elevação do consumo futuro.

Para uma verificação empírica utilizaram funções de consumo sugeridas por Iwaisako (2000) e Cochrane (1994) baseadas nas hipóteses de renda permanente e ciclo de vida, ilustradas a seguir:

$$\Delta \ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) + \alpha_C \Delta \ln C_{t-1} + \alpha_Y \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_D \Delta D_t + \beta_W \Delta W_t \quad (3.16)$$

e

$$\Delta \ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) + \alpha_C \Delta \ln C_{t-1} + \alpha_Y \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_D D_t + \beta_W W_t \quad (3.17)$$

As equações diferem entre si nas especificações para as variáveis dicotômicas utilizadas em nível e em diferenças para caracterizar os períodos de deflação e guerra. O sinal negativo para o coeficiente da variável dicotômica de deflação pode indicar uma relação inversamente proporcional entre o consumo e a deflação.

Apesar de utilizarem dados do período pós-guerra para o Japão – 1955 a 2002 – a variável dicotômica para guerra foi mantida para comparação com resultados obtidos a partir de dados da economia americana de 1929 a 2002.

A figura a seguir ilustra o comportamento do consumo real e a relação do consumo e agregados monetários M1 e M2 com a renda disponível apresentados por Cargill e Parker (2004). Pode-se observar uma propensão marginal a consumir substancialmente mais baixa do que o valor calculado por Hall e Papell (2005) para a economia americana.

Os resultados empíricos de Cargill e Parker (2004) evidenciaram um impacto significativo de 1,3% da deflação na variação do consumo para o Japão e de 5,8% na variação do consumo para os Estados Unidos. A diferença desses resultados pode estar relacionada à diferença de intensidade entre a estagnação japonesa da década de 1990 e a grande depressão americana da década de 1930.

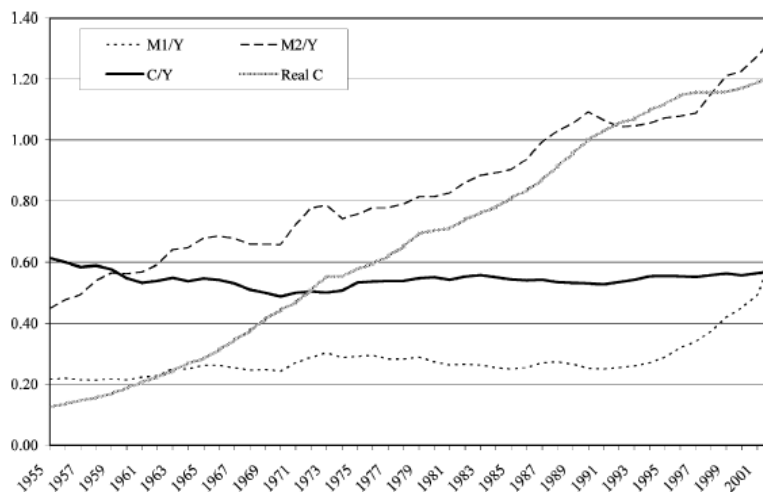


Figura 3.2 - Relação entre consumo e a renda disponível no Japão
 FONTE: Cargill e Parker (2004)

3.4.3 O modelo com dois consumidores

Campbell e Mankiw (1989; 1990) fazem uma retrospectiva da evolução do estudo do consumo agregado após Lucas (1976) e Hall (1978), e propõem uma alternativa para a caracterização das séries temporais de dados do consumo. Eles sugerem dois tipos de consumidores, metade que consomem sua renda permanente e são extremamente relutantes para substituir seu consumo temporariamente em resposta aos movimentos da taxa de juros que remunera seus ativos. A outra metade segue a regra da mão para a boca de consumir sua renda atual.

Esse modelo deveria explicar melhor as três regularidades verificadas empiricamente sobre o consumo e não totalmente adequadas às hipóteses de renda permanente e ciclo de vida. A primeira indica que mudanças esperadas na renda estão associadas a mudanças esperadas no consumo, contrastando com a teoria da renda permanente que prevê um comportamento de passeio aleatório para o consumo. No modelo desenvolvido por Campbell e Mankiw (1989) a expectativa de aumento de 1% na renda leva a um aumento esperado de 0,5% no consumo.

Esse resultado é apresentado como evidência circunstancial para o comportamento de consumo keynesiano de parte dos consumidores.

A segunda regularidade empírica indica que as taxas de juros reais esperadas não estão associadas com as mudanças esperadas no consumo. Portanto, movimentos previsíveis observados no consumo não podem ser explicados como resposta racional a movimentos nas taxas de juros reais. Essa regularidade implica também que os consumidores que aperfeiçoam suas decisões de forma racional não ajustam o crescimento dos seus consumos em resposta às taxas de juros, e suas elasticidades intertemporais de substituição do consumo devem estar próximas de zero.

A terceira regularidade empírica verificada mostra que os períodos em que o consumo é maior em relação à renda são tipicamente seguidos por um rápido crescimento da renda. Esta evidência empírica sugere que alguns consumidores são tomadores de decisões racionais, ou seja, o conhecimento do futuro crescimento da renda está refletido no consumo corrente. Campbell e Mankiw (1989) mostram ainda que a magnitude da associação entre o consumo e o crescimento futuro da renda é mais adequadamente explicada por um modelo com consumidores de renda permanente e consumidores de renda corrente.

Estudando essa questão da metade dos consumidores terem comportamento de consumo keynesiano e a outra metade comportarem-se de acordo com as hipóteses de expectativas racionais, renda permanente e ciclo de vida, Weber (2002) fez uma análise dos resultados obtidos em dezesseis trabalhos publicados entre 1982 e 1999, incluindo também os resultados de Campbell e Mankiw (1989).

Todos os estudos analisados por Weber (2002) confirmaram que as mudanças previsíveis da renda disponível auxiliam a previsão das mudanças no consumo, em contradição aos resultados obtidos por Hall (1978). A maioria desses estudos testa a hipótese $\lambda = 0$ em equações log-linear de Euler como a seguir:

$$\Delta c_{t+1} = \mu + \lambda \Delta y_{t+1} + \sum_{i=1}^k y_i X_i + \varepsilon_{t+1} \quad (3.15)$$

Onde Δc_{t+1} é a mudança no logaritmo do gasto com o consumo, Δy_{t+1} a mudança no logaritmo da renda disponível e X_t são outras variáveis incluídas na regressão, como os retornos reais dos ativos. λ pode ser interpretado como a proporção da renda disponível alocada às famílias que consomem 100% da sua renda corrente em vez de planejar seu consumo conforme a trajetória da equação de Euler.

Weber (2002) dividiu os dezesseis estudos em dois grupos de acordo com a faixa de variação de λ encontrada. O primeiro grupo, formado por dez trabalhos, calculou λ entre 0,32 e 0,58. Isso significa que entre 30% ou 40% da variação da renda disponível vai para famílias que têm restrição de liquidez ou seguem a regra da mão para a boca. Os outros seis trabalhos calcularam λ com valores médios entre 0,15 e 0,23. Esse resultado mostra que apesar do comportamento de consumo keynesiano estar evidente nos dados, sua participação não é quantitativamente tão importante como outros estudos têm sugerido.

3.5 Aplicações aos Dados do Brasil

Em estudo publicado em primeira versão em 1996, Reis *et al* (1999) utilizaram séries temporais agregadas trimestrais do período de 1975 a 1994 e anuais no período de 1947 a 1994, para analisar a existência de poupança precaucional por parte das famílias no Brasil. O quadro de incerteza macroeconômico ampliado pelo aumento da inflação deveria levar os indivíduos teoricamente racionais a esse comportamento.

Seguindo o modelo de consumidor representativo de Hall (1978) e ampliado por Campbell e Mankiw (1989) para incluir o consumidor que não tem acesso ao crédito e tem seu consumo restrito a sua renda, os autores concluíram que a incerteza macroeconômica teve um efeito de 1,6% de aumento no consumo validando a hipótese da existência de poupança precaucional. Concluíram também que nem toda essa poupança precaucional resultou em investimento devido ao aumento de preços dos bens de capital. Com uma interpretação livre dos resultados estimaram que aproximadamente 80% da população brasileira apresentou comportamento de consumo keynesiano – consomem a renda disponível que possuem – em contraste com um λ de 50% estimado por Campbell e Mankiw (1989).

Outro ponto interessante relatado por Reis *et al* (1999) são as deficiências dos dados disponíveis para a análise, como é o caso do próprio consumo, medido pelo resíduo das contas nacionais e com interrupções no cálculo dos estoques em períodos da década de 1980. A falta de uma base de micro-dados sobre a poupança ou o consumo das famílias no Brasil levou os autores a utilizarem os dados do consumo agregado disponíveis.

Bugarin e Ellery (2002) analisaram o comportamento volátil das séries de consumo agregado do Brasil para construir um modelo de equilíbrio e restrição ao crédito, com a finalidade de melhor descrever os ciclos de negócios no país. Entretanto, relataram que a correlação entre as séries do produto e do investimento apresenta-se subestimada devido à presença de consumidores que não conseguem redistribuir seu consumo ao longo do ciclo de negócios.

Teixeira e Issler (2004) examinaram diferentes estratégias econométricas aplicadas a modelos de suavização das séries de consumo de países da América Latina. Seus resultados contradizem resultados anteriores que indicam aderência à modelos de suavização com movimentação livre de capitais e ausência de restrição de liquidez.

Gomes (2004) estudou uma série temporal de consumo agregado no Brasil no período de 1947 a 1999, iniciando sua análise com uma verificação das condições de estacionariedade dos dados. Mais especificamente, ele testou a hipótese de a série do consumo ser um passeio aleatório. Essa hipótese é um corolário do desenvolvimento de Hall (1978) sobre as hipóteses de ciclo de vida, renda permanente e expectativas racionais aplicadas à teoria do consumo apresentado anteriormente neste trabalho.

Verificada a não estacionariedade, Gomes (2004) utilizou o procedimento de Beveridge e Nelson (1981) como técnica para a decomposição de séries de tempo não-estacionárias em um componente transitório e um componente permanente, ambos estocásticos. Essa técnica permite mostrar o componente permanente como um passeio aleatório com deslocamento e o componente transitório, ou cíclico, como um processo estacionário com média zero. A partir dessa decomposição, o autor concluiu que a série de consumo do Brasil apresenta, além de uma tendência estocástica, uma parte cíclica estacionária, o que não é compatível com a teoria da renda permanente.

Não conseguindo explicar o consumo agregado no Brasil a partir da teoria da renda permanente, foi incorporada ao modelo em estudo a hipótese de formação de hábito, em uma tentativa de derivar teoricamente um processo estocástico para o consumo compatível com a evidência empírica. Segundo Gomes (2004) a introdução de formação de hábito gera um componente cíclico no consumo. O ciclo, entendido como uma sucessão de períodos em que a série permanece acima ou abaixo da sua tendência, indica com a sua persistência a formação de um hábito e, conseqüentemente, a presença de uma inércia nas decisões de consumo. Para a inclusão da formação do hábito no problema de buscar o ótimo intertemporal do consumidor, Gomes (2004) utilizou a seguinte função utilidade:

$$u(C_t, C_{t-1}) = -\frac{a}{2} [\bar{C} - (C_t - bC_{t-1})]^2 \quad (3.18)$$

Onde C é o consumo, t é o período e b é a intensidade do hábito na função utilidade. O problema de buscar o ótimo intertemporal torna-se

$$\max_{\{C_{t+i}\}_{i=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} [\beta^i u(C_{t+i}, C_{t+i-1})] \right\} \quad (3.19)$$

Sujeito a

$$A_{t+1+i} = (A_{t+i} + Y_{t+i} - C_{t+i})(1 + r_{t+i-1}) \quad ; \text{ com } A_0 \text{ e } C_{-1} \text{ exógenos} \quad (3.20)$$

E considerando a taxa de juros constante $r_t = r$ e $\beta(1+r) = 1$, obtém-se o processo:

$$C_{t+2} = \left(\frac{1}{b\beta} + b + 1\right) C_{t+1} - \left(\frac{1}{b\beta} + b + \frac{1}{\beta}\right) C_t + \frac{1}{\beta} C_{t-1} + v_{t+2} \quad (3.21)$$

Observa-se que o processo teórico de consumo acima possui um componente cíclico além da tendência estocástica. Gomes (2004) utiliza a metodologia de Campbell e Mankiw (1989) com uma nova hipótese nula, o modelo de formação de hábito e uma nova equação de teste:

$$\begin{aligned} H_0: \lambda &= 0 \\ H_1: 1 &\geq \lambda > 0 \end{aligned} \quad (3.22)$$

$$\Delta C_{t+2} = \lambda \Delta Y_{t+2} + (1 - \lambda)(\beta_1 \Delta C_{t+1} + \beta \Delta C_t) + \mu_{t+2}$$

Em que $\mu_{t+2} = (1 - \lambda) v_{t+2}$

E torna-se possível avaliar se o ciclo de consumo deve-se à formação de hábito ou à presença de consumidores restritos a consumir sua renda.

Os resultados encontrados por Gomes (2004) sugerem que a introdução de formação de hábito foi um procedimento adequado, no sentido de gerar um processo estocástico para o consumo que possui, além da tendência estocástica, um componente cíclico. Quando avaliada a regra de decisão de consumo derivada do modelo com formação de hábito contra a simples regra de bolso de consumir a renda corrente, a regra de bolso demonstrou uma maior eficácia em descrever os dados, o que está de acordo com os resultados apresentados por Reis *et al* (1999). Para chegar a tal conclusão, foi utilizada como medida da renda a série de produto interno bruto do Brasil de 1947 a 1999.

Em seqüência a esse estudo, Gomes *et al* (2005) analisaram a evolução do consumo de bens duráveis buscando relacionar a maior volatilidade freqüentemente observada no consumo dessa categoria de bens com os ciclos de negócios no Brasil no período de 1970 a 1998. A formulação inicial de Hall (1978), modificada para bens duráveis separados dos bens não-duráveis, foi o método utilizado para testar a hipótese de separabilidade. Para a análise de restrição ao crédito foi seguido um desenvolvimento semelhante ao de Campbell e Mankiw (1989).

Os resultados obtidos suportam a estratégia de utilizar o consumo agregado, pois indicam que o consumo de duráveis é um passeio aleatório e, portanto, sua agregação aos bens duráveis não deve gerar estacionariedade em suas séries. O consumo de duráveis, não-duráveis e a renda apresentam comovimentos de curto e longo prazo. O conceito de comovimento contemporâneo é uma medida de correlação serial de características comuns (SCCF, em inglês) que verifica, a partir de sinais de dependência do passado, a existência de uma combinação linear entre séries estacionárias que seja imprevisível, quando se considera o passado histórico dessas variáveis (GOMES *et al*, 2005)

Os resultados encontrados para λ mostraram que uma parcela dos consumidores sofre restrição de liquidez. Os autores utilizaram a elevada restrição ao crédito como possível

explicação para a estimativa de um ciclo comum entre os bens duráveis, os não-duráveis e a renda.

Analisando dados trimestrais do IPEA para o período de 1991 a 2004, em um total de 56 observações, Paz (2006) argumenta, com base em Shea (1995a; 1995b) que é possível concluir que as hipóteses de renda permanente e ciclo de vida não encontram suporte no consumo do Brasil, mas que as razões que levaram a essa rejeição ainda não estão claras e necessitam de mais pesquisas.

Em estudo recente, Gomes (2007) analisa o consumo do Brasil e chama a atenção para uma distinção entre a restrição ao crédito e a miopia no sentido apresentado por Shea (1995a): O comportamento de miopia deve levar o consumo a acompanhar os movimentos da renda. Já o comportamento de restrição à liquidez ou restrição ao crédito pressupõe que o consumidor acompanha e tem suas expectativas sobre sua renda futura, mas não consegue tomar emprestado quando sua renda fica temporariamente baixa. Portanto, a hipótese da renda permanente deve falhar na queda da renda, mas não no aumento, pois, segundo o autor, a restrição ao crédito impede o indivíduo de tomar emprestado, mas não o impede de poupar. Nesse sentido, as respostas simétricas do consumo em relação à renda evidenciarão a miopia e as respostas assimétricas evidenciarão a restrição ao crédito. Seus resultados estão de acordo com os resultados de pesquisas semelhantes realizadas no Brasil:

- Quanto ao comportamento de busca do ótimo, segundo desenvolvimento original de Hall (1978):

A resposta da taxa de crescimento do consumo em relação à taxa de juros não é significativa.
- Quanto à restrição de crédito, utilizando dois agentes, segundo estratégia de Campbell e Mankiw (1989), um segue a equação e o outro consome sua renda corrente:

A Tabela 3.1 apresenta os valores estimados da fração agregada de consumidores restritos ao crédito obtidos em estudos com dados de séries nacionais. A elevada participação encontrada nesses estudos poderia explicar a baixa sensibilidade do consumo à taxa de juros.
- Quanto à miopia, segundo conceito de Shea (1995a):

Falha em rejeitar a hipótese do comportamento simétrico da renda em relação ao consumo. Sinais de atenuação do consumo em relação à renda apóiam a versão da restrição ao crédito.

Tabela 3.1 - Resultados do λ de Campbell e Mankiw (1989) aplicado ao Brasil

Autores	Valores de λ
Cavalcanti (1993)	0,32
Reis <i>et al</i> (1999)	0,80
Issler e Rocha (2000)	0,74
Gomes (2004)	0,85
Gomes e Paz (2004)	0,61

FONTE: Gomes (2007)

As figuras a seguir reproduzem os gráficos com as séries obtidas por Gomes (2007) para o consumo *per capita*, renda *per capita*, taxa de CDB e rendimento da poupança. Estes dois últimos foram utilizados como variável da taxa de juros.

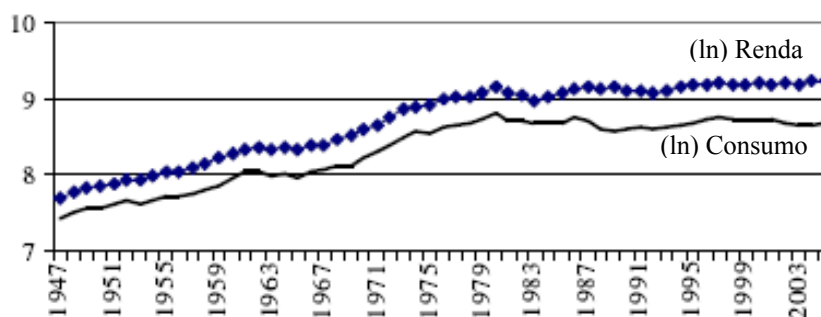


Figura 3.3 - Consumo real *per capita* e renda real *per capita* no Brasil

FONTE: Gomes (2007)

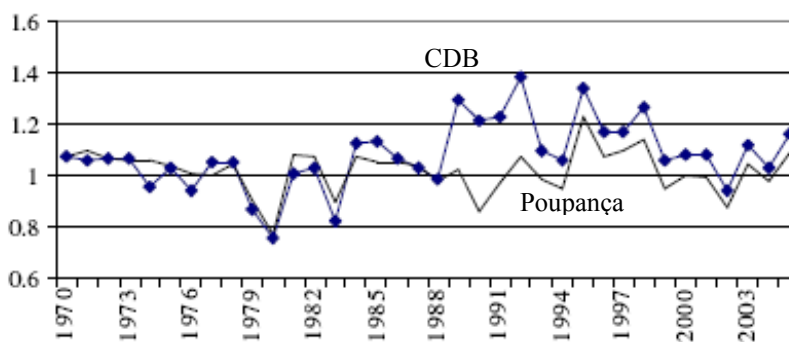


Figura 3.4 - Séries de juros de CDB e poupança para o Brasil

FONTE: Gomes (2007)

Até este ponto, procurou-se apresentar brevemente alguns conceitos e desenvolvimentos teóricos, além de aplicações empíricas, frequentemente mencionados no tratamento do consumo macroeconômico com séries de dados agregados ou não. No capítulo que segue, serão discutidos, com a ajuda de pequenos exemplos, aspectos básicos relevantes para as análises econométricas de séries temporais.

4 SÉRIES TEMPORAIS

O objetivo deste capítulo é apresentar alguns conceitos básicos associados à utilização das técnicas de análise econométrica por séries temporais, com ênfase nas questões da estacionariedade e da correlação serial. Conceitos adicionais, também relevantes no âmbito de séries de tempo aplicados neste trabalho, serão apresentados, pontualmente, ao longo dos demais capítulos.

4.1 Estacionariedade e não-estacionariedade

Uma série de tempo é um conjunto de dados ordenados segundo a seqüência em que ocorrem. A ordenação temporal dos valores observados é importante porque à medida que evoluem no tempo suas médias, variâncias e demais momentos também podem alterar-se. Uma variável cujos momentos mantêm-se estáveis ao longo do tempo é denominada estacionária. Se sua média, variância e demais momentos não apresentarem estabilidade temporal, a variável será classificada como não-estacionária. A questão da estacionariedade é muito importante, pois a regressão de uma variável não-estacionária em uma variável também não-estacionária pode produzir um resultado aparentemente interessante, mas na verdade totalmente espúrio (MUKHERJEE; WHITE; WUYTS, 1998). A título de exemplo são apresentadas a seguir duas séries temporais. A Figura 4.1 é uma representação gráfica do Produto Interno Bruto *per capita* brasileiro no período 1980-2006. A Figura 4.2 representa a taxa de crescimento do Produto para o mesmo período. Em cada figura foi incluída uma linha referente ao valor médio das observações.

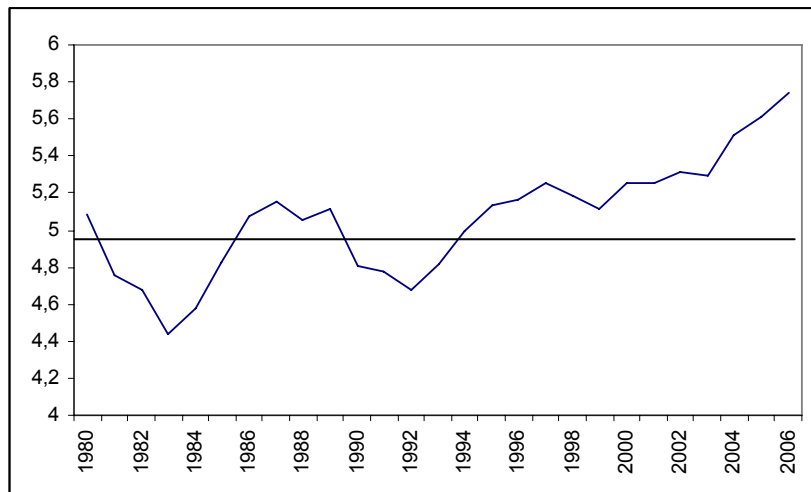


Figura 4.1 - PIB real per capita no Brasil

FONTE: IPEADATA: USD de 2006(mil) - IPEA - GAC_PIBCAP

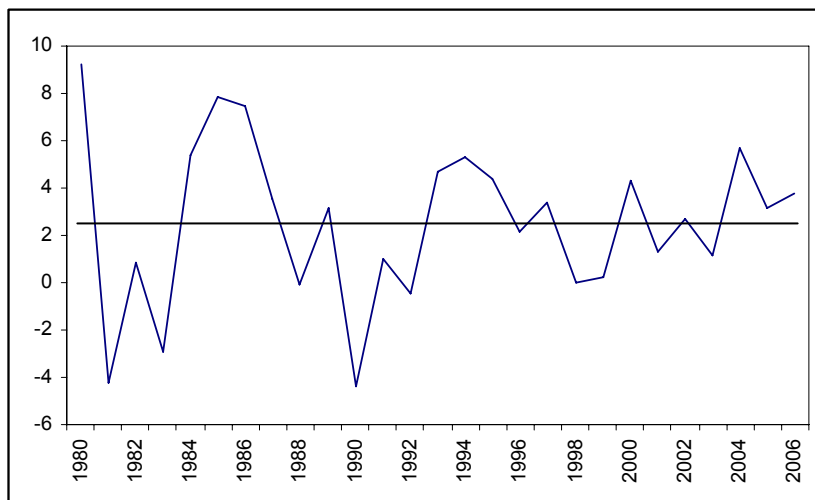


Figura 4.2 - Crescimento percentual anual do PIB Brasileiro

FONTE: IPEADATA (IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_PIBG)

No caso da Figura 4.1 percebe-se que o valor médio de aproximadamente USD 5mil não explica adequadamente o comportamento do Produto *per capita* ao longo do período analisado. Dificilmente poder-se-ia modelar tal série como a soma de seu valor médio mais um componente aleatório. Uma opção seria utilizar um valor determinado em função do tempo somado a um componente aleatório e, portanto, seu valor esperado também seria função do tempo.

Já a série temporal da taxa de crescimento anual do Produto apresentada na Figura 4.2 mostra um comportamento aparentemente aleatório distribuído em torno da taxa média de 2,5%. Poder-se-ia dizer que a taxa de crescimento é uma variável estacionária, não fosse o

comportamento instável observado em sua variância. Para se transformar os valores não estacionários em estacionários é preciso tornar estacionários o primeiro e o segundo momento dessa variável. Métodos formais de teste de estacionariedade são discutidos mais adiante neste trabalho. Em seguida serão apresentados os conceitos de passeio aleatório e regressão espúria.

4.2 Passeio aleatório e regressão espúria

A ordenação das séries de tempo é geralmente importante porque essa seqüência contém a história da variável, ou seja, o valor da variável em um determinado período é um fator importante para determinar o seu valor no período seguinte. Um número relativamente grande de modelos padrão de séries temporais apresenta essa característica auto-regressiva. Um desses modelos mais simples é o modelo auto-regressivo que utiliza a variável defasada de um período e por isso chamado modelo AR (1). Nesse modelo o nível da variável no período t é dado por um múltiplo do seu valor em $t-1$ mais um termo de erro como mostra a especificação a seguir:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2) \quad \forall t \quad (4.1)$$

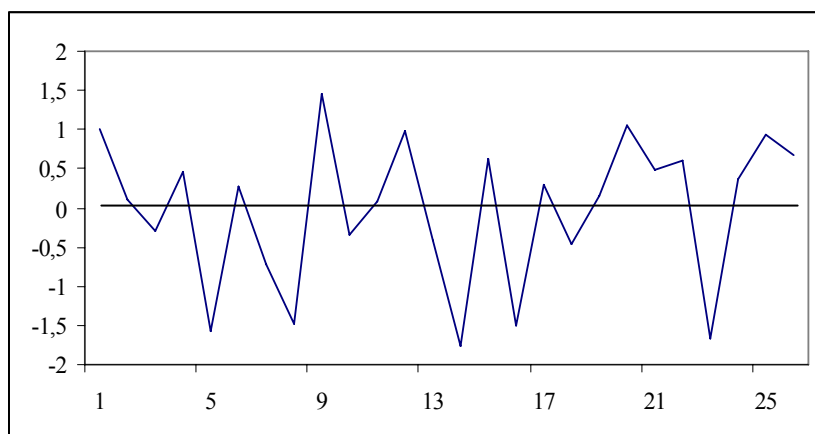


Figura 4.3 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=0$

A Figura 4.3 mostra o resultado de uma simulação em planilha de um processo auto-regressivo com um período defasado descrito pela Equação 4.1 onde $\beta_1=0$ e $\beta_2=0$. O fato do coeficiente β_1 ser zero faz com que a variável flutue em torno do valor zero. Já o coeficiente

β_2 representa quanto do valor da variável no período anterior será transferido para o período seguinte. Quando β_2 é zero, a série não tem memória, pois nada é transferido ao valor do período seguinte. O nível da variável Y será então uma sucessão de termos de erro. Na simulação realizada neste capítulo foi utilizado um nível inicial de Y igual a um seguido de vinte e cinco valores calculados segundo a especificação de 4.1 e utilizando-se como termo de erro valores aleatórios de uma distribuição normal com média zero e variância igual a um.

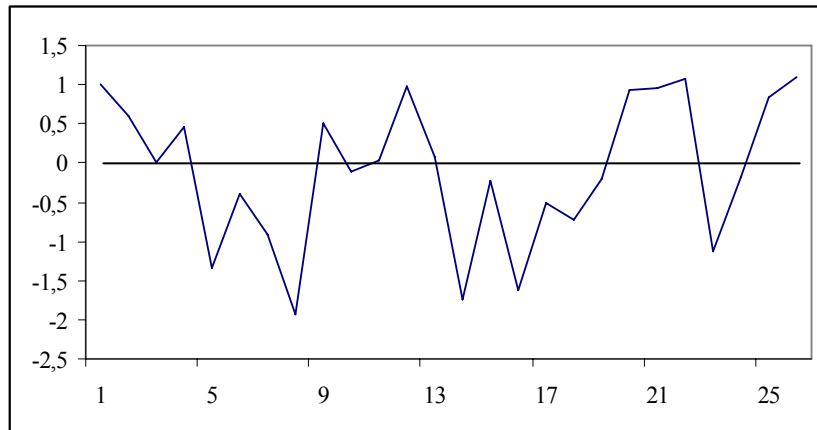


Figura 4.4 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=0,5$

A Figura 4.4 mostra o mesmo processo AR (1) com β_2 igual 0,5. O valor de Y é igual à metade do seu nível anterior somado ao termo de erro. Comparada à Figura 4.3 percebe-se um pouco de memória, ou seja, uma tendência do valor em um determinado período estar mais próximo ao seu valor no período anterior.

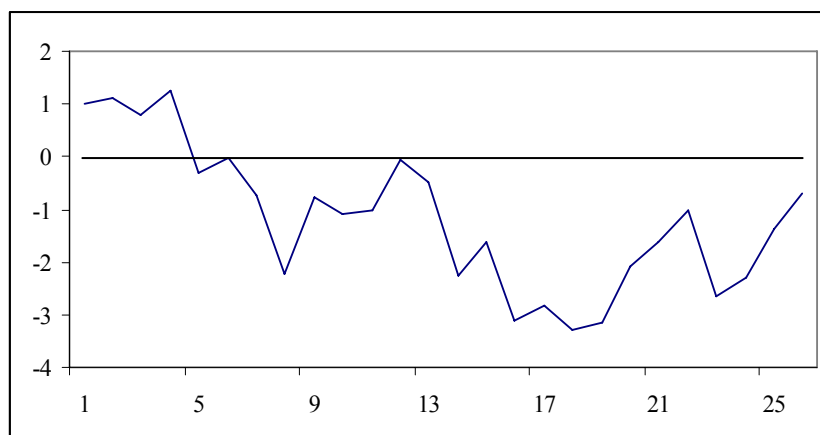


Figura 4.5 - Passeio aleatório. AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,0$

A tendência de a série permanecer onde estava aumenta à medida que β_2 aumenta em direção a unidade. Quando β_2 é igual a um o processo AR (1) é chamado de passeio aleatório porque a

série será determinada pelo nível do período anterior acrescido de um componente de erro aleatório. Apesar do passeio aleatório apresentado na Figura 4.5 ter sido gerado por uma sucessão de termos aleatórios não relacionados, a série apresenta um comportamento aparente de tendência. A presença de uma quantidade desproporcional de valores negativos na série mostra que uma pequena seqüência de valores de erros de mesmo sinal pode provocar um passeio aleatório com tendência na mesma direção.

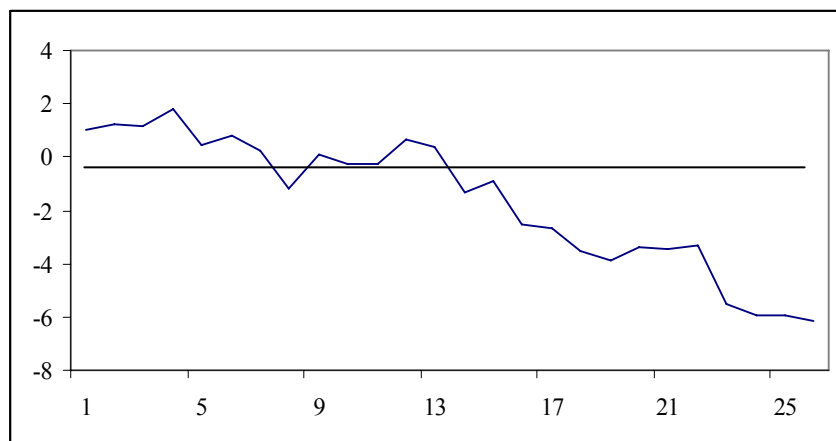


Figura 4.6 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,15$

Se o valor de β_2 suplantar a unidade, esse fator de tendência dominará a série, já que o valor de cada período é um múltiplo do nível do período anterior. As Figuras 4.6, 4.7 e 4.8 mostram o mesmo processo AR (1) com β_2 igual a 1,15; 1,20 e 1,25, respectivamente. Quando β_2 atinge 1,20, a série descola do termo de erro e passa a apresentar uma tendência de crescimento exponencial nos últimos períodos.

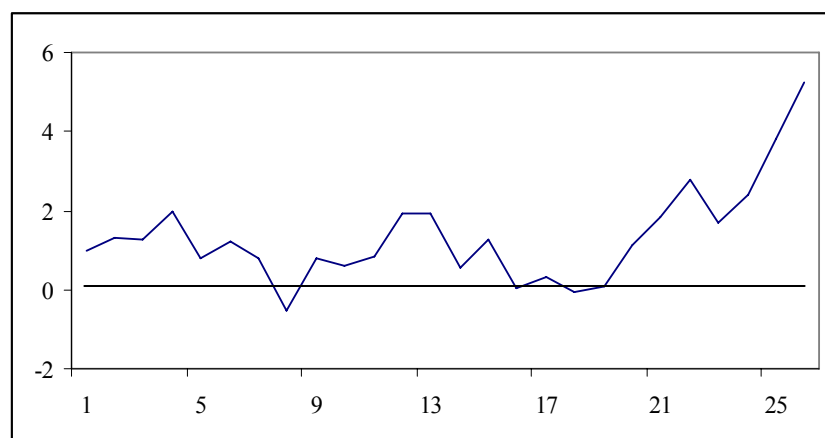


Figura 4.7 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,2$

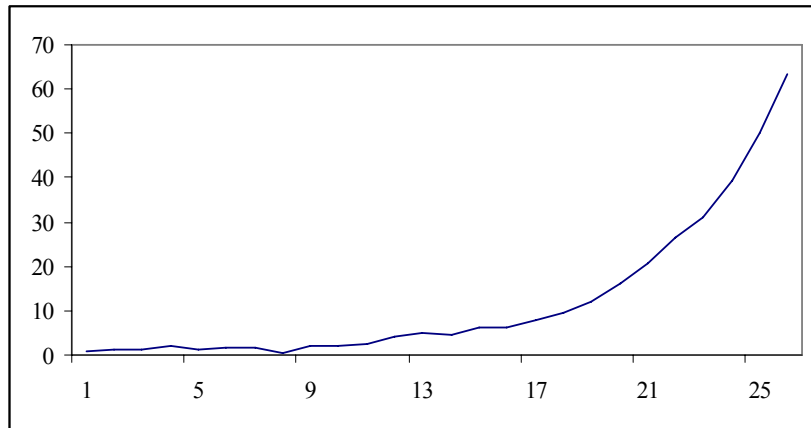


Figura 4.8 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=1,25$

A Figura 4.9 apresenta o processo AR (1) com os mesmos termos aleatórios utilizados nas figuras anteriores e com β_2 negativo. Nesse caso a série apresenta um comportamento alternado devido à reversão de sinal provocado pela multiplicação do nível do período anterior com sinal negativo. Quanto menor o valor de β_2 maior será a influência do termo de erro nesse comportamento alternado.

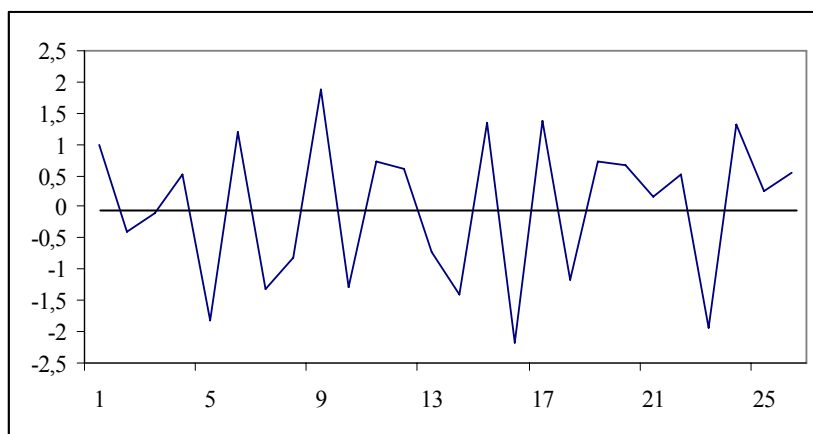


Figura 4.9 - Processo AR (1): $\beta_1=0$ e $\beta_2=-0,5$

O coeficiente β_1 influencia o nível em torno do qual a série tenderá a flutuar. Se β_2 for zero, Y variará em torno de β_1 . Se β_2 apresentar valores absolutos menores que um, a série flutuará em torno de $\beta_1/(1-\beta_2)$, com tendência aparente para β_2 positivos e comportamento oscilatório se β_2 for negativo. O primeiro caso é apresentado na Figura 4.10 com $\beta_1=2$ e $\beta_2=0,3$, onde se percebe a flutuação de Y em torno de 2,86 e uma aparente tendência em alguns períodos relativamente curtos. O gráfico do crescimento do Produto Interno Bruto brasileiro

apresentado na Figura 4.2 poderia aparentemente ser modelado por um processo AR (1) com $\beta_1 > 0$ e $0 < \beta_2 < 1$.

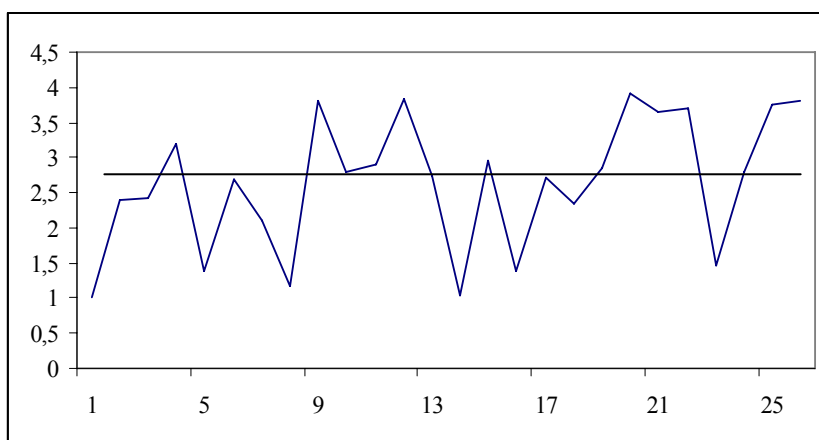


Figura 4.10 - Processo AR (1): $\beta_1=2$ e $\beta_2=0,3$

O caso especial de processo AR (1) com coeficiente β_1 diferente de zero e β_2 igual a um é chamado de passeio aleatório com deslocamento, pois a tendência aparente pode ser reforçada por uma quantidade β_1 a cada período. A Figura 4.11 apresenta um exemplo simulado de passeio aleatório com deslocamento.

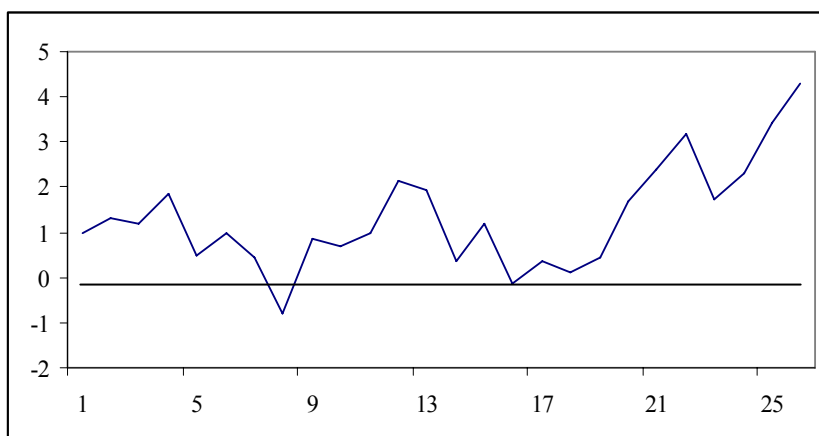


Figura 4.11 - Passeio aleatório com deslocamento. AR (1): $\beta_1=0,2$ e $\beta_2=1$

Percebe-se dos exemplos apresentados que um modelo simples como o modelo AR (1) pode gerar uma grande quantidade de perfis de comportamento de séries de tempo. Mukherjee, White e Wuyts (1998) resumiram essas possibilidades em uma tabela reproduzida a seguir. Eles demonstram também que uma variável que siga um processo AR (1) será estacionária somente se $|\beta_2| < 1$.

Tabela 4.1 - Séries resultantes do modelo AR(1)

	$\beta_1 = 0$	$\beta_1 \neq 0$
$\beta_2 = 0$	Y é o erro aleatório em cada período. Sem padrão discernível	Y flutua de maneira aleatória em torno da média β_1
$0 < \beta_2 < 1$	Y flutua em torno de zero com alguma memória e resultando em padrões de períodos curtos	Y flutua em torno da média $\beta_1/(1-\beta_2)$ com padrão relativo
$-1 < \beta_2 < 0$	Y flutua em torno de zero de maneira oscilatória	Y flutua em torno da média $\beta_1/(1-\beta_2)$ de maneira oscilatória
$\beta_2 = 1$	Passeio aleatório	Passeio aleatório com deslocamento
$\beta_2 > 1$	Crescimento explosivo (exponencial)	Crescimento explosivo (exponencial)
$\beta_2 < -1$	Oscilações cada vez maiores	Oscilações cada vez maiores

FONTE: Mukherjee; White; Wuyts (1998, p.345)

Fazendo-se repetidas substituições na Equação 3.1, chega-se a seguinte expressão:

$$Y_t = \beta_2^t Y_0 + \beta_1 \sum_{i=0}^{t-1} \beta_2^i + \sum_{i=0}^{t-1} \beta_2^i \varepsilon_{t-i} \quad (4.2)$$

Considerando-se o passeio aleatório e substituindo-se $\beta_2 = 1$ na igualdade acima se obtém:

$$Y_t = Y_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (4.3)$$

Pode-se observar que a cada período t a variável depende do seu valor inicial Y_0 , da quantidade de deslocamento e da soma de todos os erros até o período t . O erro de um período afeta o resultado de todos os períodos seguintes. O valor esperado de Y_t para o passeio aleatório será dado por:

$$E(Y_t) = Y_0 + \beta_1 t \quad (4.4)$$

Como a definição de estacionariedade exige que os momentos sejam independentes do tempo conclui-se que o passeio aleatório com deslocamento não apresenta comportamento estacionário, uma vez que seu valor esperado depende do período t . Entretanto, se o deslocamento for zero seu valor esperado será apenas Y_0 . Mas ao se analisar seu segundo momento verifica-se que:

$$E[Y_t - E(Y_t)]^2 = E\left[\sum_{i=1}^t \varepsilon_i\right]^2 = E\left[\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t \varepsilon_i \varepsilon_j\right] = t\sigma^2 \quad (4.5)$$

O resultado acima mostra que o valor esperado do quadrado da diferença entre Y e seu valor esperado cresce com o tempo e, portanto, o passeio aleatório sem deslocamento também é não-estacionário.

Considerando o caso em que $|\beta_2| < 1$ e fazendo t tender para o infinito a Equação 4.2 pode ser escrita da seguinte maneira:

$$Y_t \xrightarrow{t \rightarrow \infty} \frac{\beta_1}{1 - \beta_1} + \sum_{i=0}^{t-1} \beta_2^i \varepsilon_{t-i} \quad (4.6)$$

O valor inicial é esquecido pela série por estar muito longe no passado. De maneira semelhante o impacto de um termo de erro específico também diminui à medida que se distancia no passado e a série Y tenderá para $\beta_1/(1 - \beta_2)$. À medida que t tende ao infinito e supondo $E[\varepsilon_{ij}] = 0$ para todo $i \neq j$ e igual a σ^2 para todo $i = j$, a variância de Y será dada por:

$$\begin{aligned} E[Y_t - E(Y_t)]^2 &= \\ &= \sum_{i=0}^{t-1} \sum_{j=0}^{t-1} \beta_2^i \beta_2^j E[\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-j}] = \\ &= \sigma^2 (1 + \beta_2^2 + \beta_2^4 + \dots) = \\ &= \frac{\sigma^2}{1 - \beta_2^2} \end{aligned} \quad (4.7)$$

Tanto o primeiro quanto o segundo momento da variável Y em um processo AR (1) com $|\beta_2| < 1$ são independentes do tempo e, portanto, a variável apresentará comportamento estacionário nessas condições.

E, finalmente, para $\beta_2 > 1$, observa-se o comportamento explosivo de Y na Equação 4.2. Os três termos são ampliados mais e mais à medida que t aumenta (MUKHERJEE; WHITE; WUYTS, 1998).

Este capítulo apresentou até este ponto alguns conceitos e conseqüências do tratamento de séries temporais utilizando o modelo simples AR (1). Um dos objetivos do capítulo é mostrar que duas séries geradas aleatoriamente, ou seja, sem nenhum relacionamento entre elas, podem apresentar regressões estatisticamente significativas, mas na realidade espúrias (GRANGER; NEWBOLD, 1974). O passeio aleatório apresenta uma memória perfeita dos termos de erro do passado da série e tende a formar tendências aparentes que provocam esse fenômeno. Como exemplo, a Figura 4.12 apresenta dois passeios aleatórios que, apesar de serem construídos com termos de erro com a mesma distribuição normal de média zero e variância igual a um, não têm qualquer relação real entre si, assim como duas distribuições normais não devem apresentar regressões significativas apenas por serem distribuições normais. Essas duas séries hipotéticas foram geradas de maneira independente a partir de séries de números aleatórios.

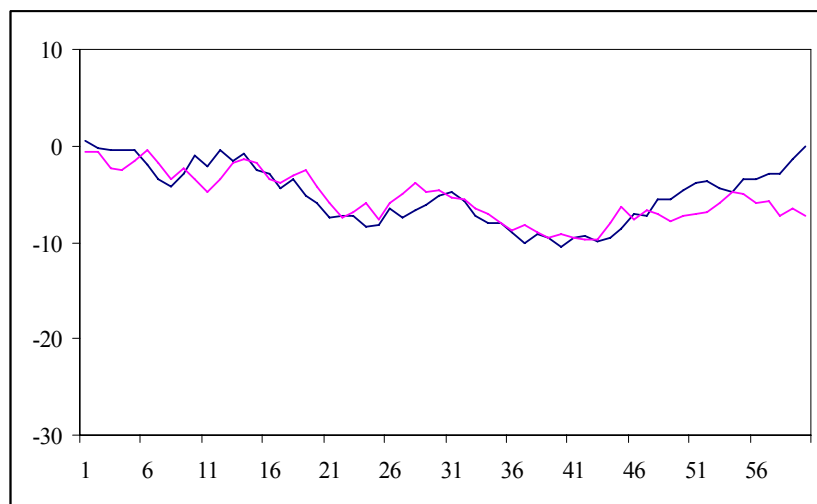


Figura 4.12 - Dois passeios aleatórios

Entretanto, ao realizar-se a regressão de uma dessas séries na outra se obtém um coeficiente de inclinação da reta de regressão significativa (valor da estatística $t = 4,08$) com um $R^2 = 0,22$ comparado a um valor crítico de 2,00 para um nível de confiança de 95%. Esse resultado sugere que uma das variáveis aleatórias tomadas neste exemplo como variável dependente é função da outra variável aleatória utilizada aqui como variável independente. Essa é uma regressão espúria, mas esse tipo de resultado com séries de tempo não parece ser fruto de uma casualidade ou exceção. Mukherjee, White e Wuyts (1998) repetiram 120 exemplos como esses e verificaram que oitenta por cento das regressões apresentaram resultados significativos

com nível de confiança de noventa por cento. Portanto, antes de se interpretar os resultados de uma regressão de séries temporais, deve-se verificar o comportamento dos dados quanto à estacionariedade. A seguir são apresentados alguns conceitos a respeito dos testes de estacionariedade aplicados em séries temporais.

4.3 Testes de não-estacionariedade - raízes unitárias

Conforme apresentado nas Seções 4.1 e 4.2, uma série é definida como não-estacionária se seus momentos variam com o tempo. Esse comportamento por sua vez depende dos valores dos parâmetros ou coeficientes da série que pode ser representada pela seguinte equação geral:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Desse modo, dois importantes processos estacionários são discernidos.

Se $\beta_2 \neq 0$ e $|\beta_3| < 1$, a variável Y seguirá uma tendência determinística originada pelo termo $\beta_2 t$ e pelo termo de erro. O componente auto-regressivo $\beta_3 Y_{t-1}$ poderá provocar algumas flutuações de curto prazo, mas a seqüência deve retornar a tendência da série conforme ilustrado na Figura 4.13 a seguir. Uma série desse tipo é chamada de processo estacionário com tendência, uma vez que os resíduos da regressão de Y em uma constante e uma tendência serão estacionários. Uma maneira de transformar uma série com tendência em uma série sem tendência é regredir a variável no tempo e utilizar os resíduos no lugar da variável.

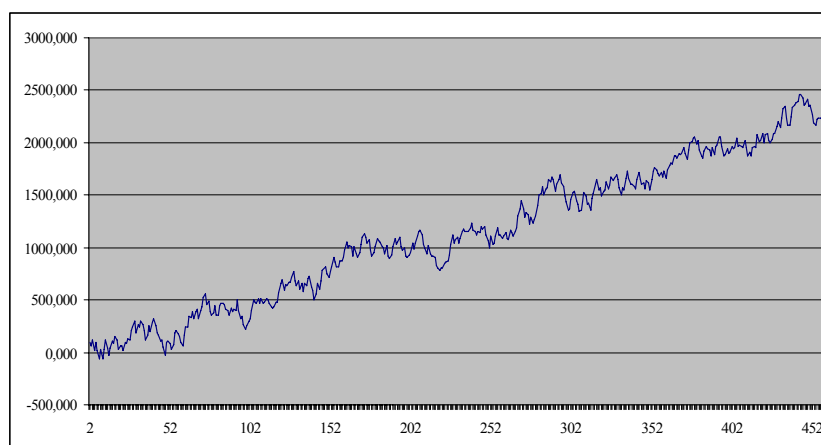


Figura 4.13 - Tendência com componente auto-regressivo estacionário ($\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 0,5$ e $\beta_3 = 0,9$)

Entretanto, se $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 1$, a série seguirá um passeio aleatório com deslocamento, mas a seqüência não apresentará o comportamento de retornar a uma determinada tendência como mostra a Figura 4.14 a seguir. Nesse caso a seqüência não apresenta o comportamento de retorno a uma determinada tendência original. Um passeio aleatório é conhecido como um processo estacionário de diferença, pois sua primeira diferença apresenta um comportamento estacionário. A primeira diferença é dada por:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

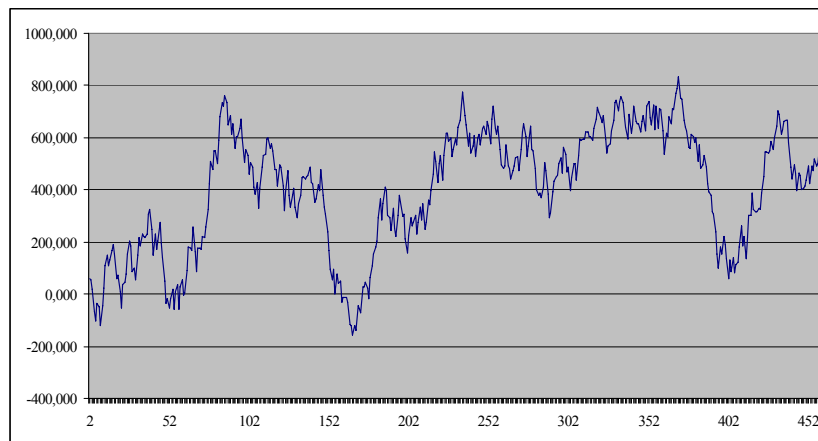


Figura 4.14 - Passeio aleatório com deslocamento ($\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 0$ e $\beta_3 = 0,9$)

Mukherjee, White e Wuyts (1998) salientam que o método dos mínimos quadrados ordinários é inadequado tanto para processos estacionários com tendência quanto para processos estacionários de diferenças do tipo descrito pela Equação 4.9. Entretanto, esse método poderia ser utilizado em um processo estacionário de tendência transformado em um processo sem tendência ou transformado em um processo de diferenças. Um passeio aleatório não se torna estacionário ao receber um tratamento de tendência, mas sim quando transformado em diferenças. Portanto, a transformação dos dois processos – passeio aleatório e processo com tendência – de nível para diferenças permitem a utilização do método de mínimos quadrados em suas séries.

Se a primeira diferença de uma variável não-estacionária for estacionária, essa variável é chamada integrada de ordem um e representada como $I(1)$. Se a segunda diferença for necessária para atingir a estacionariedade, então a variável será integrada de ordem 2 e representada por $I(2)$. Para a utilização da regressão simples as variáveis devem possuir a

mesma ordem de integração. Logo, a análise da ordem de integração das variáveis é tarefa necessária e prioritária na análise de séries de tempo.

É possível testar formalmente a estacionariedade de uma variável verificando se apresenta um comportamento de passeio aleatório com ou sem deslocamento ou tendência. Este teste é comumente chamado de teste de raiz unitária, uma vez que todo processo $I(1)$ apresenta uma raiz unitária. Se não for possível rejeitar a hipótese de que a série da variável tem uma raiz igual a um, por exemplo, significando que segue um passeio aleatório, conclui-se que a variável é não-estacionária e faz-se necessário um tratamento adequado. Portanto, um teste de estacionariedade é um teste de parâmetros sobre o modelo $AR(1)$ dado pelas Equações 4.1 ou 4.8, sendo a primeira um modelo restrito da segunda. Quando o processo é não estacionário, o estimador de β_3 apresenta viés para um valor menor e corre-se o risco de concluir-se que a série é estacionária quando na realidade não é. Por esse motivo não é adequado se utilizar as estatísticas t e F para identificar os valores críticos para os testes de significância. Valores alternativos foram calculados por Dickey e Fuller e por MacKinnon e são utilizados em testes que levam seus nomes. Uma versão modificada da Equação 4.8, na qual são incluídos termos defasados da variável, recebe o nome de teste de Dickey-Fuller Ampliado – ADF em inglês. Nesse caso os valores críticos para comparação permanecem válidos mesmo na presença de autocorrelação dos resíduos e pode-se testar séries auto-regressivas de ordens superiores a um (MUKHERJEE; WHITE; WUYTS, 1998; ENDERS, 2004).

Este capítulo salientou até este momento e de maneira resumida alguns conceitos e testes relacionados à estacionariedade e à necessidade de se testar as séries econômicas para conhecer seu comportamento e se necessário estabilizar suas médias e variâncias, antes de se iniciar a construção de suas especificações e respectivas regressões. Em seguida são apresentados conceitos associados ao fenômeno da autocorrelação e sua importância na especificação dos modelos econométricos.

4.4 Autocorrelação ou correlação serial

A autocorrelação ou correlação serial acontece com a violação do pressuposto de que os resíduos entre duas observações não necessariamente seqüenciais não apresentam relação entre si, ou seja, o valor esperado $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$. O fato de uma observação apresentar um erro

grande não significa que a observação seguinte também o será, nem se o sinal será positivo ou negativo. Na presença de autocorrelação dos resíduos o estimador de mínimos quadrados ordinários deixa de ser o melhor estimador sem viés. Nessa situação o valor de R^2 pode estar superestimado, os erros padrões subestimados e as estatísticas t superestimadas. Se entre os regressores houver variáveis defasadas, as estimativas realizadas por mínimos quadrados ordinários apresentarão viés.

A autocorrelação pode ocorrer pela pura presença de covariância entre os termos de erro de um modelo adequadamente estimado, mas geralmente é originada pela deficiência da especificação utilizada. A omissão de uma variável importante para explicar o fenômeno sendo modelado ou a utilização de uma função inadequada na introdução de determinada variável no modelo pode levar parte da explicação que estaria associada à variável omitida para o que sobra e não é explicado pelo modelo regredido, ou seja, para os seus resíduos. Portanto, testar a autocorrelação pode ser interpretado como testar falhas de especificação dos modelos utilizados.

Uma estratégia para verificar a presença de correlação serial nos resíduos de um modelo é analisar o gráfico que apresenta o comportamento desses resíduos no tempo. Como todo processo auto-regressivo apresenta correlação serial pela sua própria construção, pode-se supor que a série de resíduos seja gerada por um processo AR(1) do tipo:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \forall t \quad (4.10)$$

Onde v é um processo estacionário não autocorrelacionado chamado ruído branco e ρ é um parâmetro (GREENE, 2003).

Se ρ for zero, a representação gráfica da equação 4.10 deverá mostrar um comportamento sem padrão definido dos resíduos no tempo. Se ρ for positivo, uma parte do resíduo em t será explicada pelo resíduo de $t-1$. Quanto maior o valor de ρ maior será a influência do resíduo anterior no resíduo atual e espera-se na sua representação gráfica a identificação de padrões com seqüências longas eventualmente positivas e negativas. Um valor negativo de ρ deve levar a uma representação gráfica dos resíduos com seqüências positivas e negativas relativamente mais breves provocadas pela constante alteração do sinal do resíduo imediatamente anterior. Portanto, padrões com seqüências longas ou curtas de resíduos positivos e negativos podem indicar a presença de autocorrelação no modelo estimado.

Além da análise dos resíduos da regressão, é também relevante a análise das funções de auto correlação – ACF em inglês –, também chamadas de correlogramas (ENDERS, 2004). Os correlogramas são representações gráficas das covariâncias dos resíduos padronizadas pela variância residual. Os correlogramas auxiliam na identificação de um modelo apropriado aderente ao termo de erro autocorrelacionado. Compara-se o diagrama obtido a partir do modelo com diagramas padrão de diferentes processos auto-regressivos de diferentes ordens em busca daquele que propicie uma melhor aderência ao comportamento dos resíduos. Enders (2004) apresenta exemplos de correlogramas de quatro processos frequentemente utilizados na modelagem por séries de tempo em economia: AR(1); AR(2); média móvel MA(2) e processo auto regressivo de média móvel ARMA(1,1).

A estatística de Durbin-Watson (DW), frequentemente utilizada para testar a correlação serial dos resíduos, é obtida a partir da razão da soma dos quadrados das diferenças, entre os sucessivos resíduos e a soma dos quadrados dos resíduos. Gujarati (2006), entre outros, apresenta uma série de pontos de atenção para se utilizar a estatística de Durbin-Watson como, por exemplo, a presença do termo de intercepto, a normalidade dos resíduos e que os termos de erro sejam gerados por um processo auto-regressivo de primeira ordem. Como regra de bolso, utiliza-se o valor dois como referência central de um intervalo de não rejeição da hipótese nula de ausência de correlação positiva ou ausência de correlação negativa.

No capítulo seguinte serão utilizados os conceitos até aqui apresentados, além de outros mais específicos, à medida que são desenvolvidos e testados os modelos deste trabalho.

5 MODELO ANALÍTICO, BASE DE DADOS E APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Como explicitado anteriormente, o propósito central do presente trabalho é o de identificar e analisar os fatores condicionantes da evolução das vendas destinadas ao mercado de consumo no Brasil entre junho de 2000 e junho de 2007. Ou seja, o estudo compreende um período de estabilidade da moeda propiciada pelo sucesso do Plano Real na redução e manutenção das taxas inflação.

No Capítulo dois utilizou-se um conjunto de perguntas direcionadoras que levaram à formulação de cinco hipóteses a serem testadas neste trabalho, com o objetivo de contribuir para o conhecimento de relações e dinâmicas associadas à evolução das vendas no mercado interno. Obviamente, para se atingir tais propósitos, é necessária a utilização de um banco de dados conveniente que permita identificar e analisar a significância estatística das possíveis relações.

Utilizaram-se como fontes o IPEA – Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas – e o BACEN – Banco Central do Brasil. Embora o interesse seja o período após a introdução do Real, por questões de disponibilidade de dados das variáveis empregadas, foi necessário restringir o período de estudo de junho de 2000 a junho de 2007.

A base de dados do IPEA (IPEADATA, 2007) na verdade é composta por diversas fontes, como por exemplo, IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Federação do Comércio, o próprio BACEN etc. Do BACEN levantou-se as informações relativas à evolução das taxas de juros, prazos e volumes financiados. Os dados referentes a fluxos monetários foram colocados em moeda constante do início do período (junho de 2000) valendo-se do IPC – Índice de Preços ao Consumidor da FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. A Tabela 5.1 apresenta a lista de variáveis utilizadas seguidas das correspondentes fontes. No desenvolvimento deste trabalho utilizaram-se variantes dessas séries como as séries das primeiras diferenças, processos de médias móveis e auto-regressivos com e sem sazonalidade. Essas variações não foram incluídas na Tabela 5.1. e são apresentadas à medida que seus resultados também o são.

Em termos gerais e de maneira agregada pode-se expressar a evolução das vendas no varejo em função da renda média real, das condições de pagamento, ou seja, o custo do crédito ao consumidor e de efeitos sazonais determinados principalmente por datas especiais, como por exemplo, o mês do Natal.

Tabela 5.1 - Variáveis utilizadas

Variável	Descrição
Ser02	Vendas reais varejo menos autos, motos, partes e peças 2000:01 = 100 Série IBGE/PMC - PMC12_IVVRS12
Ser05	Rendimento médio assalariado atividade principal 1985 = 100 Série RMSP - Seade e Dieese/PED - SEADE12_SIRMRA12
Ser19	Taxa de juros: recursos livres pessoa física Série BCB Boletim/Moeda - BM12_SFRLTXPF12
Ser22	Prazo médio: recursos livres pessoa física Série BCB Boletim/Moeda BM12_SFRLPMPF12
Ser29	Volume de crédito em Reais concedido à pessoa física em relação à renda do pessoal ocupado em Reais (alavancagem)
Ser 31	Variável dicotômica igual a um para os meses dos primeiros trimestres
Ser32	Variável dicotômica igual a um para os meses dos segundos trimestres
Ser33	Variável dicotômica igual a um para os meses dos terceiros trimestres
Ser34	Variável dicotômica igual a um para o mês do Natal

A seguir são apresentadas as representações gráficas e as estatísticas descritivas respectivamente das séries Ser02; Ser05; Ser19; Ser22 e Ser29 em nível. A análise dessas figuras permite uma primeira avaliação do eventual comportamento não-estacionário de cada série. Para uma verificação formal do comportamento estacionário foi utilizado o teste de Dickey-Fuller apresentado no Capítulo 4, que possibilita estimar três processos diferentes, sobre a hipótese nula do coeficiente δ ser estatisticamente igual a zero nas seguintes regressões:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5.3)$$

Na primeira equação acima se testa a hipótese de Y_t ser um passeio aleatório. Na segunda, um passeio aleatório com deslocamento e na terceira um passeio aleatório com deslocamento em

torno de uma tendência estocástica. A seguir são apresentadas as séries efetivamente utilizadas neste estudo juntamente com as respectivas análises de estacionariedade. Os resultados completos produzidos pelo programa EVIEWS podem ser encontrados no Apêndice A.

5.1 Índice mensal de vendas no varejo

A figura a seguir apresenta o comportamento da variável Ser02 em nível, representando o índice mensal de vendas no varejo. Percebe-se em princípio um comportamento aparentemente não-estacionário da série devido à presença de sucessivos e curtos períodos de crescimento e queda. A partir de 2004 parece ter iniciado um passeio mais longo sem retorno à média original. Como o período de 2004 a 2007 é relativamente pequeno não se pode caracterizá-lo de antemão como um processo de tendência estocástica.

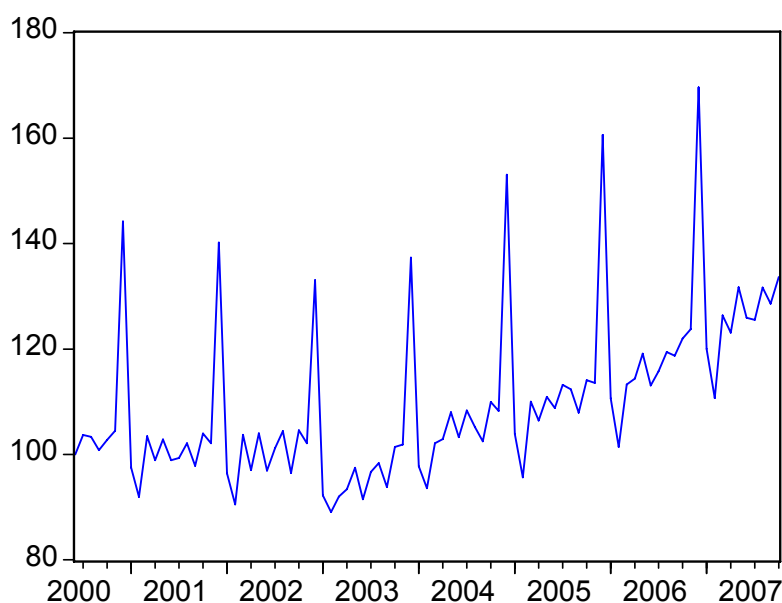


Figura 5.1 - Série Ser02: Índice mensal de vendas do varejo

Os resultados das três regressões relativas ao teste de Dickey-Fuller para a variável Ser02 são apresentados a seguir:

a) Ser02 em nível - passeio aleatório.

$$\Delta Ser02_t = -0,009719 Ser02_{t-1} \quad (5.4)$$

$$\tau = -0,555233 \quad R^2 = 0,003085 \quad d = 2,84$$

Os valores críticos são: -2,5894 (1%); -1,9438 (5%) e -1,6177 (10%)

Como o módulo da estatística τ resultou menor que o valor crítico para um, cinco e dez por cento de significância, falha-se em rejeitar a hipótese nula de que δ seja igual a zero e, nesse caso, a série temporal é não-estacionária.

b) Ser02 em nível - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta Ser02_t = 74,57691 - 0,677841 Ser02_{t-1} \quad (5.5)$$

$$t = 6,525373 \quad \tau = -6,555788 \quad R^2 = 0,333221 \quad d = 2,07$$

Os valores críticos são: -3,5055(1%); -2,8943 (5%) e -2,5840(10%)

Neste caso a hipótese nula de passeio aleatório com deslocamento é rejeitada e a série Ser02 pode ser considerada estacionária.

c) Ser02 em nível - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta Ser02_t = 87,99671 + 0,290596t - 0,918587 Ser02_{t-1} \quad (5.6)$$

$$t = 8,147921 \quad 4,422720 \quad \tau = -8,472072 \quad R^2 = 0,457908 \quad d = 1,98$$

Os valores críticos são: -4,0648(1%); -3,4608 (5%) e -3,1564(10%)

Neste caso a hipótese nula de passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica também é rejeitada e a série Ser02 pode ser considerada estacionária. A estatística d (Durbin-Watson) revela e, princípio que não há problema grave de autocorrelação dos resíduos nas duas regressões realizadas. A estatística d apresenta viés quando se utiliza a variável dependente defasada como variável independente, sendo apropriado o cálculo do índice h de Durbin-Watson (MUKHERJEE; WHITE; WUYTS, 1998). Entretanto, para os testes realizados a variável dependente é a primeira diferença de Ser02 e a independente é a variável Ser02 defasada de um período. Não fosse o resultado do teste de passeio aleatório simples poder-se-ia dizer que a série Ser02 é integrada de ordem zero $I(0)$, dado seu comportamento estacionário evidenciado pelos demais resultados. Como a série apresentou um caso de não estacionariedade, é interessante verificar o comportamento da variável Ser02 em primeiras diferenças, já que é comum a integração de primeira ordem em séries de variáveis econômicas

e, na ausência de co-integração, recomenda-se que as regressões sejam realizadas entre variáveis de mesmo grau de integração.

Os resultados para os três casos do teste de Dickey-Fuller aplicados à série Ser02 em primeiras diferenças são apresentados a seguir.

d) Ser02 em primeiras diferenças - passeio aleatório.

$$\Delta(\text{Ser02},2)_t = -1,432273D\text{Ser02}_{t-1} \quad (5.7)$$

$$\tau = -14,72595 \quad R^2 = 0,716034 \quad d = 2,31$$

Os valores críticos são: -2,55897(1%); -1,9439(5%) e -1,6177(10%)

e) Ser02 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta(\text{Ser02},2)_t = 0,486401 - 1,432757D\text{Ser02}_{t-1} \quad (5.8)$$

$$t = 0,273623 \quad \tau = -14,64908 \quad R^2 = 0,716284 \quad d = 2,31$$

Os valores críticos são: -3,5064(1%); -2,8947(5%) e -2,5842(10%)

f) Ser02 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta(\text{Ser02},2)_t = -0,303645 + 0,017558t - 1,433018D\text{Ser02}_{t-1} \quad (5.9)$$

$$t = -0,082793 \quad 0,246705 \quad \tau = -14,56974 \quad R^2 = 0,716490 \quad d = 2,32$$

Os valores críticos são: -4,0661(1%); -3,4614 (5%) e -3,1567(10%)

Nos três casos apresentados para as primeiras diferenças a hipótese nula é rejeitada e confirma-se o comportamento estacionário esperado em primeiras diferenças para a variável Ser02.

5.2 Renda média dos assalariados

A Figura 5.2 apresenta a série Ser05 – renda média dos assalariados – para o período estudado. Aparentemente poder-se-ia esperar um comportamento estacionário com breves passeios e retorno à condição média. Também neste caso são apresentados a seguir os resultados dos testes formais de estacionariedade.

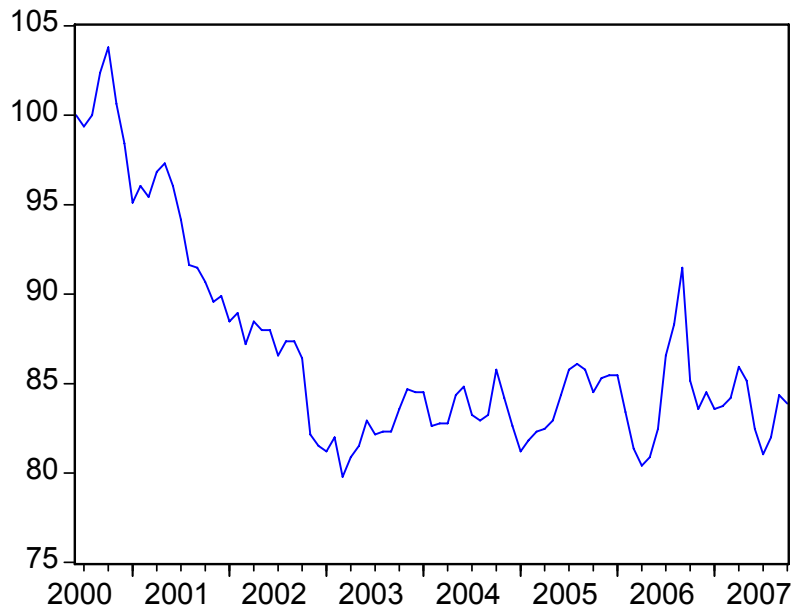


Figura 5.2 - Série Ser05: Renda média assalariados

a) Ser05 em nível - passeio aleatório.

$$\Delta Ser05_t = -0,002399 Ser05_{t-1} \quad (5.10)$$

$$\tau = -1,215482 \quad R^2 = 0,003883 \quad d = 1,68$$

Os valores críticos são: -2,5894 (1%); -1,9438 (5%) e -1,6177 (10%)

b) Ser05 em nível - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta Ser05_t = 5,750404 - 0,068388 Ser05_{t-1} \quad (5.11)$$

$$t = 2,263203 \quad \tau = -2,340355 \quad R^2 = 0,059876 \quad d = 1,67$$

Os valores críticos são: -3,5055(1%); -2,8943 (5%) e -2,5840(10%)

c) Ser05 em nível - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta Ser05_t = 7,178846 - 0,004630t - 0,082477 Ser05_{t-1} \quad (5.12)$$

$$t = 1,889144 \quad -0,507307 \quad \tau = -2,041221 \quad R^2 = 0,457908 \quad d = 1,98$$

Os valores críticos são: -4,0648(1%); -3,4608 (5%) e -3,1564(10%)

Para a variável Ser05 em linha os três modelos testados indicam a falha em rejeitar a hipótese nula de δ igual a zero e, portanto, indicam que a série é não-estacionária em nível. A seguir são apresentados os resultados para a mesma série em primeiras diferenças.

d) Ser05 em primeiras diferenças - passeio aleatório.

$$\Delta(\text{Ser05},2)_t = -0,833036D\text{Ser05}_{t-1} \quad (5.13)$$

$$\tau = -7,838338 \quad R^2 = 0,416710 \quad d = 1,96$$

Os valores críticos são: -2,55897(1%); -1,9439(5%) e -1,6177(10%)

e) Ser05 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta(\text{Ser05},2)_t = -0,149754 - 0,843263D\text{Ser05}_{t-1} \quad (5.14)$$

$$t = -0,861852 \quad \tau = -7,873910 \quad R^2 = 0,421763 \quad d = 1,96$$

Os valores críticos são: -3,5064(1%); -2,8947(5%) e -2,5842(10%)

f) Ser05 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta(\text{Ser05},2)_t = -0,461295 + 0,006865t - 0,857734D\text{Ser05}_{t-1} \quad (5.15)$$

$$t = -1,282291 \quad 0,989067 \quad \tau = -7,934326 \quad R^2 = 0,428419 \quad d = 1,96$$

Os valores críticos são: -4,0661(1%); -3,4614 (5%) e -3,1567(10%)

Para os três níveis do teste de estacionariedade em primeiras diferenças houve rejeição da hipótese nula. Esses resultados mostram que a série Ser05 é integrada de primeira ordem I(1), ou seja, necessita ser diferenciada uma vez para apresentar comportamento estacionário.

5.3 Taxa de juros

A Figura 5.3 apresenta a série Ser19 para o período estudado. Por analogia aos exemplos apresentados no Capítulo 4 poder-se-ia esperar um comportamento de passeio aleatório para a taxa de juros. Os testes formais são apresentados a seguir.

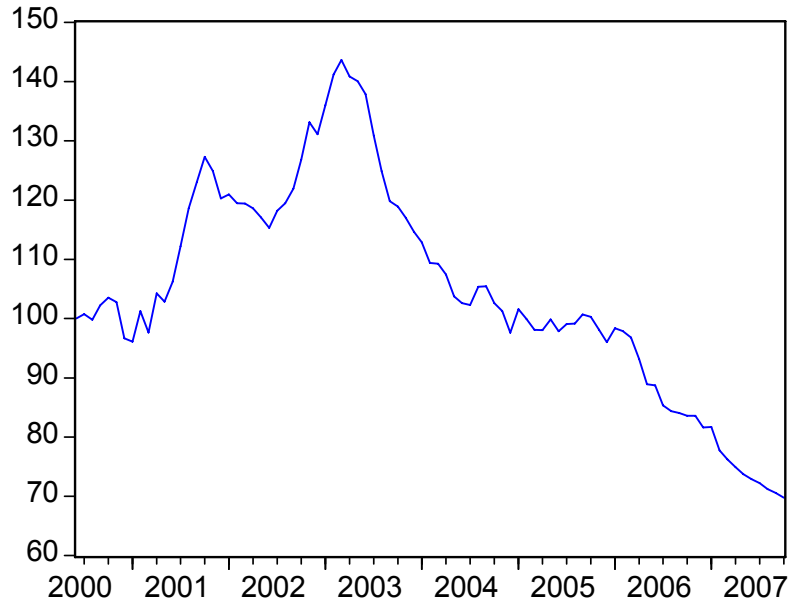


Figura 5.3 - Série Ser19: Taxa de juros

a) Ser19 em nível - passeio aleatório.

$$\Delta Ser19_t = -0,002942 Ser19_{t-1} \quad (5.16)$$

$$\tau = -1,003782 \quad R^2 = 0,002303 \quad d = 1,34$$

Os valores críticos são: -2,5894 (1%); -1,9438 (5%) e -1,6177 (10%)

b) Ser19 em nível - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta Ser19_t = -1,242967 - 0,008554 Ser19_{t-1} \quad (5.17)$$

$$t = -0,655944 \quad \tau = 0,481354 \quad R^2 = 0,002687 \quad d = 1,36$$

Os valores críticos são: -3,5055(1%); -2,8943 (5%) e -2,5840(10%)

c) Ser19 em nível - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta Ser19_t = 5,201170 - 0,045838t - 0,0033328 Ser19_{t-1} \quad (5.18)$$

$$t = 1,850747 \quad -3,000432 \quad \tau = -1,515265 \quad R^2 = 0,098199 \quad d = 1,44$$

Os valores críticos são: -4,0648(1%); -3,4608 (5%) e -3,1564(10%)

Para a variável Ser19 em linha os três modelos testados indicam a falha em rejeitar a hipótese nula de δ igual a zero e, portanto, indicam que a série é não-estacionária em nível. A seguir são apresentados os resultados para a mesma série em primeiras diferenças.

d) Ser19 em primeiras diferenças - passeio aleatório.

$$\Delta(\text{Ser19},2)_t = -0,665816D\text{Ser19}_{t-1} \quad (5.19)$$

$$\tau = -6,550870 \quad R^2 = 0,332870 \quad d = 2,13$$

Os valores críticos são: -2,55897(1%); -1,9439(5%) e -1,6177(10%)

e) Ser19 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta(\text{Ser19},2)_t = -0,246020 - 0,675399D\text{Ser19}_{t-1} \quad (5.20)$$

$$t = 1,226423 \quad \tau = -6,588267 \quad R^2 = 0,338033 \quad d = 2,12$$

Os valores críticos são: -3,5064(1%); -2,8947(5%) e -2,5842(10%)

f) Ser19 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta(\text{Ser19},2)_t = -0,758087 - 0,022714t - 0,728676D\text{Ser19}_{t-1} \quad (5.21)$$

$$t = -1,282291 \quad -1,853972 \quad \tau = -6,934342 \quad R^2 = 0,4364056 \quad d = 2,08$$

Os valores críticos são: -4,0661(1%); -3,4614 (5%) e -3,1567(10%)

Para os três níveis do teste de estacionariedade em primeiras diferenças houve rejeição da hipótese nula. Esses resultados mostram que a série Ser19 também é integrada de primeira ordem I(1).

5.4 Prazo médio de pagamento

A Figura 5.4 apresenta a série do prazo médio de pagamento, denominada Ser22, para o período estudado. Observa-se um comportamento crescente dos prazos médios durante todo o período analisado, com um crescimento relativamente mais acentuado a partir de meados de 2003. Em princípio observa-se um comportamento não-estacionário em linha, cogitando-se um comportamento de passeio aleatório com tendência estocástica. Os testes formais de estacionariedade para a variável Ser22 em nível e em primeiras diferenças são apresentados a seguir.

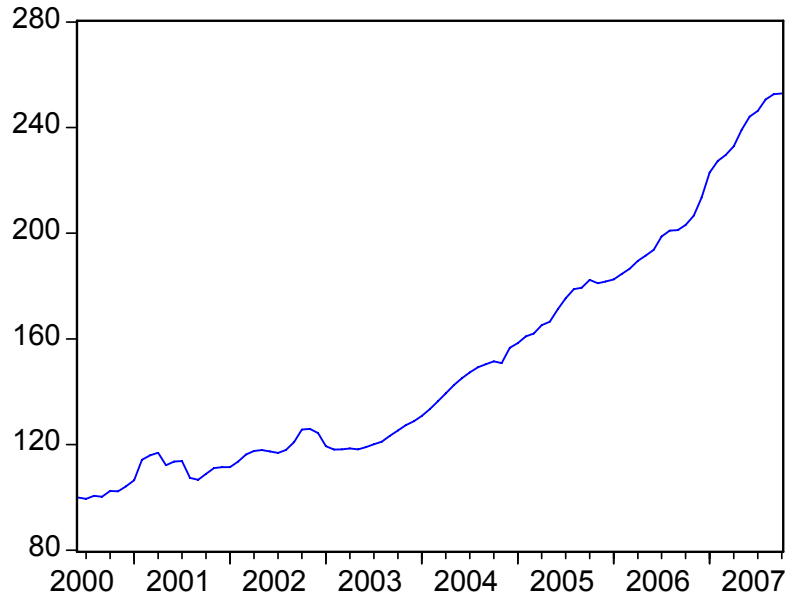


Figura 5.4 - Série Serv22 Prazo médio de pagamento em dias

a) Ser22 em nível - passeio aleatório.

$$\Delta Ser22_t = 0,0123692 Ser22_{t-1} \quad (5.22)$$

$$\tau = 8,140329 \quad R^2 = 0,127947 \quad d = 1,29$$

Os valores críticos são: -2,5894 (1%); -1,9438 (5%) e -1,6177 (10%)

b) Ser22 em nível - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta Ser22_t = -1,621339 - 0,022345 Ser22_{t-1} \quad (5.23)$$

$$t = -1,900542 \quad \tau = 4,093884 \quad R^2 = 0,163098 \quad d = 1,36$$

Os valores críticos são: -3,5055(1%); -2,8943 (5%) e -2,5840(10%)

c) Ser22 em nível - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta Ser22_t = -0,294239 + 0,033318t - 0,003651 Ser22_{t-1} \quad (5.24)$$

$$t = -0,206811 \quad 1,164203 \quad \tau = 0,215309 \quad R^2 = 0,176233 \quad d = 1,36$$

Os valores críticos são: -4,0648(1%); -3,4608 (5%) e -3,1564(10%)

Para a variável Ser22 em linha apenas o terceiro modelo falha em rejeitar a hipótese de estacionariedade. Os demais modelos testados, quando corrigidos para a presença de autocorrelação também rejeitaram a hipótese nula. A seguir são apresentados os resultados para a mesma série em primeiras diferenças.

d) Ser22 em primeiras diferenças - passeio aleatório.

$$\Delta(\text{Ser22},2)_t = -0,363270D\text{Ser22}_{t-1} \quad (5.25)$$

$$\tau = -4,370460 \quad R^2 = 0,181728 \quad d = 2,16$$

Os valores críticos são: -2,55897(1%); -1,9439(5%) e -1,6177(10%)

e) Ser22 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta(\text{Ser22},2)_t = 0,998270 - 0,563602D\text{Ser22}_{t-1} \quad (5.26)$$

$$t = 3,473258 \quad \tau = -5,798135 \quad R^2 = 0,281346 \quad d = 2,01$$

Os valores críticos são: -3,5064(1%); -2,8947(5%) e -2,5842(10%)

f) Ser22 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta(\text{Ser22},2)_t = 0,064415 + 0,025345t - 0,681392D\text{Ser22}_{t-1} \quad (5.27)$$

$$t = 0,139643 \quad 2,548532 \quad \tau = -6,493555 \quad R^2 = 0,334847 \quad d = 1,93$$

Os valores críticos são: -4,0661(1%); -3,4614 (5%) e -3,1567(10%)

Para os três níveis do teste de estacionariedade em primeiras diferenças houve rejeição da hipótese nula. Esses resultados mostram que a série Ser22 também pode ser considerada integrada de primeira ordem I(1).

5.5 Alavancagem do crédito para as pessoas físicas

A variável Ser20 é formada pelo volume de crédito em Reais concedido à pessoa física em relação à renda do pessoal ocupado em Reais corrigidos pelo índice do custo de vida. A Figura 5.5 apresenta seu comportamento no período estudado. Nota-se um comportamento não estacionário de crescimento semelhante, apesar de menos suavizado, se comparado com o gráfico da variável do prazo médio de pagamento apresentado pela Figura 5.4. As análises de estacionariedade da variável Ser29 em nível e em primeiras diferenças são apresentadas a seguir.

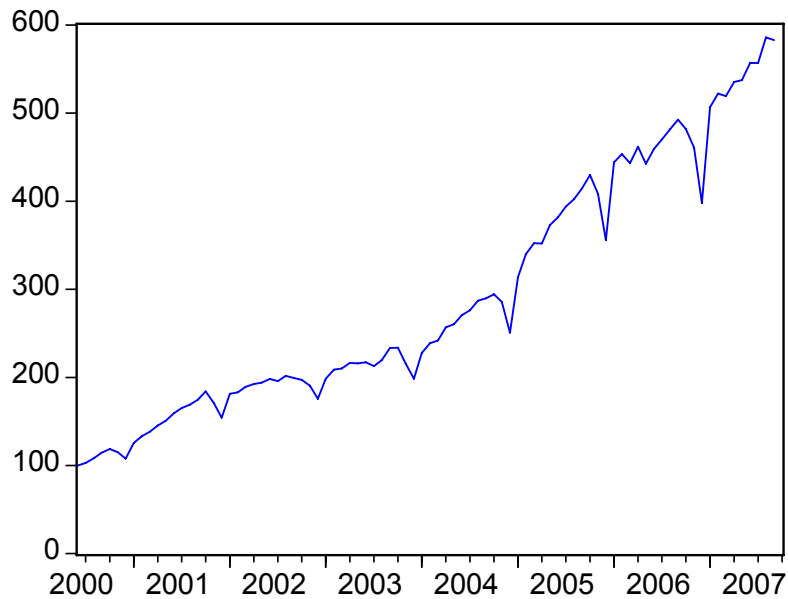


Figura 5.5 - Série Ser29: Alavancagem do crédito para as pessoas físicas

a) Ser29 em nível - passeio aleatório.

$$\Delta Ser29_t = 0,016278 Ser29_{t-1} \quad (5.28)$$

$$\tau = 2,210001 \quad R^2 = 0,08581 \quad d = 2,44$$

Os valores críticos são: -2,5894 (1%); -1,9438 (5%) e -1,6177 (10%)

b) Ser29 em nível - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta Ser29_t = 4,778546 - 0,002680 Ser29_{t-1} \quad (5.29)$$

$$t = 0,868054 \quad \tau = 0,154783 \quad R^2 = 0,000282 \quad d = 2,43$$

Os valores críticos são: -3,5055(1%); -2,8943 (5%) e -2,5840(10%)

c) Ser29 em nível - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta Ser29_t = 11,61616 + 0,927442t - 0,162964 Ser29_{t-1} \quad (5.30)$$

$$t = 1,986711 \quad 2,770765 \quad \tau = -2,625737 \quad R^2 = 0,0832999 \quad d = 2,24$$

Os valores críticos são: -4,0648(1%); -3,4608 (5%) e -3,1564(10%)

Para a variável Ser29 em linha apenas o primeiro modelo falha em rejeitar a hipótese de estacionariedade em nível de significância de 5% e 10%. Para os três testes em nível, foi estudada a inclusão de diferenças de primeira e segunda ordem como variáveis independentes. Assim feito os resultados do teste de Dickey-Fuller aumentando rejeitam a hipótese de não-

estacionariedade e indicando um possível comportamento I(2). Em seguida, verifica-se o comportamento da variável Ser29 em primeiras diferenças com a finalidade de analisar se a mesma também pode ser estatisticamente considerada integrada de primeira ordem.

d) Ser29 em primeiras diferenças - passeio aleatório.

$$\Delta(\text{Ser}29,2)_t = -1,139215D\text{Ser}29_{t-1} \quad (5.31)$$

$$\tau = -10,60625 \quad R^2 = 0,560692 \quad d = 2,04$$

Os valores críticos são: -2,55897(1%); -1,9439(5%) e -1,6177(10%)

e) Ser29 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento.

$$\Delta(\text{Ser}29,2)_t = 6,796011 - 1,215388D\text{Ser}29_{t-1} \quad (5.32)$$

$$t = 2,838388 \quad \tau = -11,39679 \quad R^2 = 0,612820 \quad d = 2,12$$

Os valores críticos são: -3,5064(1%); -2,8947(5%) e -2,5842(10%)

f) Ser29 em primeiras diferenças - passeio aleatório com deslocamento e tendência estocástica.

$$\Delta(\text{Ser}29,2)_t = 2,313481 + 0,102270t - 1,227508D\text{Ser}29_{t-1} \quad (5.33)$$

$$t = 0,486608 \quad 1,090917 \quad \tau = -11,46129 \quad R^2 = 0,334847 \quad d = 2,13$$

Os valores críticos são: -4,0673(1%); -3,4614 (5%) e -3,1567(10%)

Para os três níveis do teste de estacionariedade em primeiras diferenças houve rejeição da hipótese nula. Esses resultados a relativa estabilidade quanto a autocorrelação permitem mostram que a série Ser29 pode ser considerada integrada de primeira ordem I(1).

5.6 Teste de co-integração

No Capítulo 4 procurou-se mostrar o perigo de se relacionar séries não-estacionárias como variáveis de regressão e obter como resultado uma regressão espúria. A regressão espúria acontece quando não há relação entre as variáveis regressoras e a variável regredida no processo gerador dos dados, mas a análise da regressão indica erroneamente que essa relação existe. Isso ocorre porque a regressão com séries não-estacionárias apresenta, em geral resultado enviesado e inconsistente. Os testes de estacionariedade ajudam a identificar o nível

de diferenciação ou ordem de integração que transforma uma série não-estacionária em estacionária. Identificada a ordem de integração procura-se relacionar as variáveis de mesma ordem nas regressões estudadas.

Deve-se, entretanto, procurar distinguir a regressão espúria da regressão de co-integração. Na co-integração as variáveis podem apresentar comportamento não estacionário e manter uma relação verdadeira de longo prazo, ou seja, uma variável segue o comportamento da outra no longo prazo, apesar de eventualmente as duas apresentarem desvios relativos no curto prazo. Engle e Granger (1987) mostraram que uma combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias pode resultar estacionária. Em geral, quando duas variáveis são $I(1)$, observa-se que a variável resultante da combinação linear dessas variáveis é $I(1)$. De maneira análoga, se as variáveis forem $I(2)$, sua combinação linear também apresentará comportamento $I(2)$. Contudo, pode acontecer de a combinação de, por exemplo, duas variáveis que mantêm uma relação de longo prazo e sejam $I(1)$ resulte em um processo $I(0)$. Ou seja, a ordem de integração da combinação linear das variáveis resulta em uma unidade a menos que a ordem comum às variáveis que a compõem. Quando isso acontece, diz-se que as variáveis são co-integradas. Portanto, séries não-estacionárias são chamadas co-integradas quando possuem uma combinação linear estacionária. Nesse caso é possível obter-se uma regressão não espúria utilizando-se as variáveis em nível. Pode-se também utilizar o método de mínimos quadrados ordinários em regressões entre variáveis co-integradas. O teste de co-integração é *grosso modo* um teste de estacionariedade dos resíduos das regressões. Ao se rejeitar a hipótese nula da não-estacionariedade dos resíduos, confirma-se a co-integração entre as variáveis da regressão (ENDERS, 2004; PATTERSON, 2000; GUJARATI, 2006; MUKHERJEE; WHITE; WUYTS, 1998; HAMILTON, 1989).

Foi realizado um teste de co-integração entre as variáveis Ser02, Ser05, Ser19, Ser22 e Ser29, todas em nível e sem defasagens, considerando os diferentes pressupostos teóricos possíveis de tendência. Os resultados detalhados foram incluídos no Apêndice B, item 5.6. O teste revelou a existência de pelo menos uma relação entre as variáveis, confirmando que elas são co-integradas. Estes resultados encorajam a formulação e teste de modelos com essas variáveis em linha.

5.7 Testes dos modelos

Neste item são apresentados as diferentes estratégias de modelagem e testes utilizados com o objetivo de se encontrar especificações que mais adequadamente identifiquem a dinâmica entre o volume de vendas e as demais variáveis analisadas. As técnicas utilizadas foram agrupadas em modelos de uma equação, sistemas de equações simultâneas, previsão, ARIMA e VAR. Foram incluídos dois itens adicionais com os testes de simultaneidade e causalidade.

5.7.1 Modelos de uma equação linear

A partir do resultado do teste de co-integração foram especificados primeiramente os dois modelos apresentados a seguir:

$$\begin{aligned} \text{Vendas} &= f(\text{renda}; \text{alavancagem}; \text{trimestre1}; \text{trimestre 2}; \text{trimestre 3}; \text{Natal}) \text{ ou} \\ \text{Ser02} &= f(\text{Ser05}; \text{Ser29}; \text{Ser31}; \text{Ser32}; \text{Ser33}; \text{Ser34}) \text{ e} \end{aligned} \quad (5.34)$$

$$\begin{aligned} \text{Vendas} &= f(\text{renda}, \text{prazo}, \text{taxa de juros}, \text{trimestre1}, \text{trimestre 2}, \text{trimestre 3}, \text{Natal}) \text{ ou} \\ \text{Ser02} &= f(\text{Ser05}; \text{Ser19}; \text{Ser22}; \text{Ser31}; \text{Ser32}; \text{Ser33}; \text{Ser34}). \end{aligned} \quad (5.35)$$

Na primeira função foram excluídas as variáveis da taxa de juros e do prazo médio de crédito e incluiu-se a variável que indica a alavancagem do crédito em relação à renda média. Essa estratégia baseia-se no pressuposto que a taxa de juros e o prazo médio explicam boa parte da alavancagem que não deixa de representar o nível de endividamento do consumidor.

Os resultados da regressão linear realizada a partir do Modelo 5.34 são apresentados na Tabela 5.2. Todos os coeficientes são significativos em 5% e 1%. Os sinais negativos dos coeficientes das variáveis dos trimestres um, dois e três indicam um decréscimo nas vendas em relação ao quarto trimestre incluído no termo do intercepto. As relações diretamente proporcionais entre o volume de vendas e a renda e entre o volume de vendas e a alavancagem do crédito também parecem razoáveis com o senso comum.

Como estão sendo utilizadas variáveis em nível não-estacionárias e co-integradas, é interessante analisar o comportamento dos resíduos da regressão realizada. Uma análise do histograma da Figura 5.6, juntamente com os índices de simetria e curtose, além do resultado

do teste de normalidade, permite confirmar a normalidade dos resíduos da regressão realizada, o que reforça os resultados da Tabela 5.2.

A Figura 5.7 apresenta uma visão dos resíduos no tempo. Observam-se os dados reais e os seus respectivos valores estimados pela regressão. Na parte inferior da figura apresentam-se as diferenças entre esses valores, ou seja, seus resíduos em uma escala que permite uma melhor avaliação do seu comportamento no tempo. Percebe-se um processo de ruído branco, apesar de alguns erros maiores (positivos e negativos) refletindo períodos de volume de vendas sensivelmente maior do que a tendência média.

Um teste de Dickey-Fuller aplicado a esses resíduos resultou em uma estatística de teste τ igual a -4,675973. Comparando-se aos valores críticos de -3,5082 (1%), -2,8955 (5%) e -2,5846 (10%) pode-se concluir que os resíduos apresentam comportamento estacionário, o que também reforça a validade da regressão realizada.

Tabela 5.2 - Resultados da regressão linear do Modelo 5.34

Variável dependente: SER02				
Método: mínimos quadrados				
Amostra (ajustada): 2000:06 2007:09				
Observações incluídas: 88 depois de ajustar as extremidades				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (truncagem da defasagem=3)				
SER02=C(1)+C(2)*SER05+C(3)*SER29+C(4)*SER31+C(5)*SER32 +C(6)*SER33+C(7)*SER34				
	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C(1)	34.36480	8.321574	4.129603	0.0001
C(2)	0.602524	0.083344	7.229378	0.0000
C(3)	0.077344	0.004836	15.99412	0.0000
C(4)	-6.460570	1.194458	-5.408786	0.0000
C(5)	-3.082298	1.083716	-2.844194	0.0056
C(6)	-3.094824	1.081725	-2.861009	0.0054
C(7)	43.57532	2.618513	16.64125	0.0000
R ²	0.927187	Média da variável dependente		109.4569
R ² ajustado	0.921793	Desvio padrão da variável dependente		15.48155
Erro padrão da regressão	4.329483	Critério informação de Akaike		5.844977
Soma quadrados dos resíduos	1518.298	Critério de Schwarz		6.042038
Log da verossimilhança	-250.1790	Estatística de Durbin-Watson		2.227548

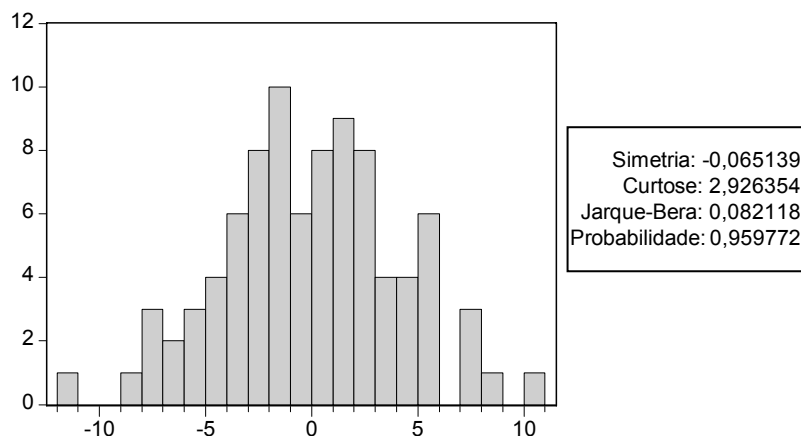


Figura 5.6 - Análise de normalidade dos resíduos da regressão linear do Modelo 5.34

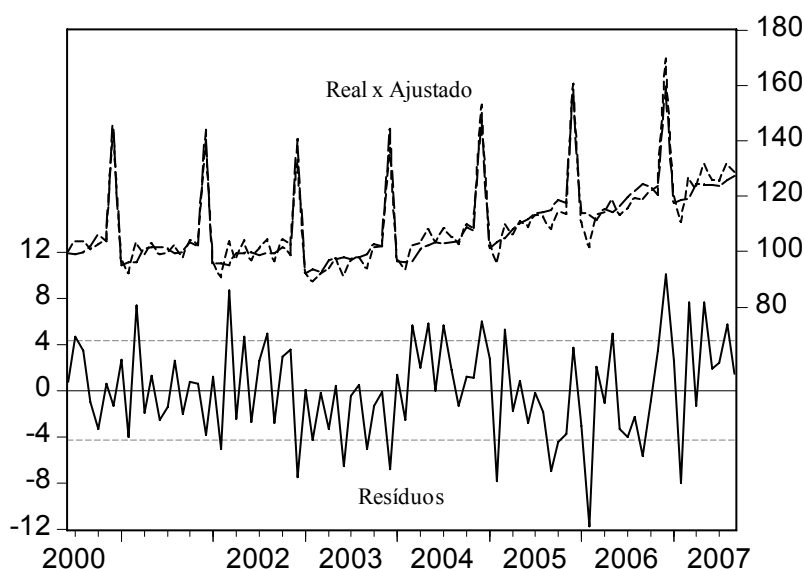


Figura 5.7 - Série real, série ajustada e resíduos da regressão linear do Modelo 5.34

Para a regressão do Modelo 5.35 excluiu-se a variável relativa à alavancagem – Ser29 – e incluíram-se as variáveis taxa de juros – Ser19 – e prazo médio – Ser22. Seguindo a mesma seqüência de apresentação dos resultados do modelo anterior, observa-se na Tabela 5.3 que todos os coeficientes apresentam-se significativos em 5%. O mesmo acontece para 1% de significância com exceção do coeficiente da variável renda média (Ser05). Percebe-se também uma elevação sensível da estatística de Durbin-Watson em relação ao valor obtido pelo Modelo 5.34, indicando maior influência de correlação serial provavelmente provocada pela inclusão das variáveis mencionadas. Em sintonia com esse resultado, a análise dos resíduos apresentada na Figura 5.8 evidencia uma probabilidade menor de normalidade em relação à especificação do Modelo 5.34. Já a Figura 5.9 apresenta um comportamento

temporal dos resíduos aparentemente semelhante ao do modelo anterior. O teste de Dickey-Fuller aplicado a esses resíduos produziu uma estatística τ igual a $-5,551697$. Comparando-se com os valores críticos mencionados anteriormente conclui-se pela estacionariedade desses resíduos.

Tabela 5.3 - Resultados da regressão linear do Modelo 5.35

Variável dependente: SER02				
Método: mínimos quadrados				
Amostra (ajustada): 2000:06 2007:09				
Observações incluídas: 88 depois de ajustar as extremidades				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (truncagem da defasagem=3)				
SER02=C(1)+C(2)*SER05+C(3)*SER19+C(4)*SER22+C(5)*SER31 +C(6)*SER32+C(7)*SER33+C(8)*SER34				
	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C(1)	78.79459	15.42875	5.106997	0.0000
C(2)	0.216146	0.100536	2.149934	0.0346
C(3)	-0.142340	0.038835	-3.665237	0.0004
C(4)	0.181082	0.020081	9.017492	0.0000
C(5)	-7.209300	0.905930	-7.957900	0.0000
C(6)	-3.660589	0.761667	-4.806025	0.0000
C(7)	-3.067347	0.671290	-4.569335	0.0000
C(8)	39.38252	2.018013	19.51549	0.0000
R ²	0.950474	Média da variável dependente		109.4569
R ² ajustado	0.946141	Desvio padrão da variável dependente		15.48155
Erro padrão da regressão	3.592889	Critério informação de Akaike		5.482299
Soma quadrados dos resíduos	1032.708	Critério de Schwarz		5.707511
Log da verossimilhança	-233.2211	Estatística de Durbin-Watson		2.716229

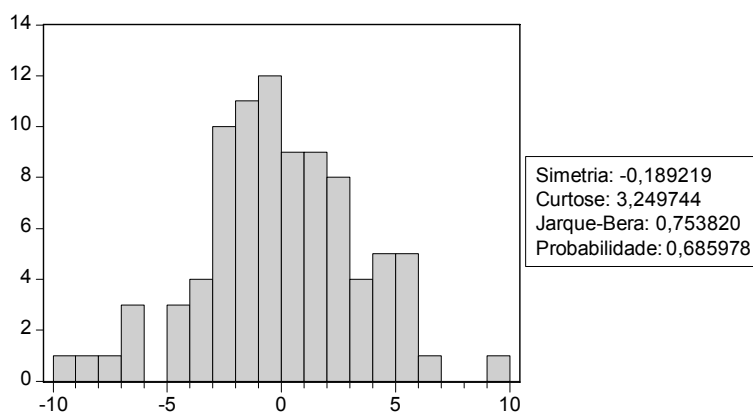


Figura 5.8 - Análise de normalidade dos resíduos da regressão linear do Modelo 5.35

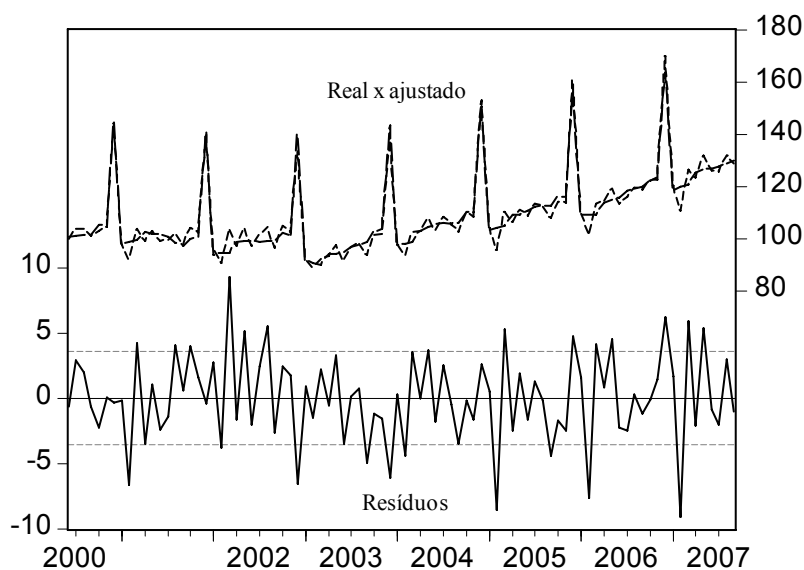


Figura 5.9 - Série real, série ajustada e resíduos da regressão linear do Modelo 5.35

Apesar de poderem-se considerar os dois modelos anteriores como válidos na explicação do volume de vendas no varejo, a diferença nos indicadores de normalidade dos resíduos e correlação entre esses dois modelos sugerem a possibilidade de uma outra combinação linear entre as variáveis estudadas. Foram investigadas outras especificações lineares, obtendo-se um terceiro modelo relativamente melhor que o Modelo 5.35. Nesse modelo substituiu-se o prazo de pagamento pela alavancagem, pois se observa um comportamento muito semelhante entre essas duas séries, principalmente quando analisadas sem a influência da sazonalidade. Esse modelo também torna insignificante a variável renda média na presença das variáveis de taxa de juros e alavancagem de crédito, o que não é totalmente incoerente com o fato de a renda ter se alterado sensivelmente menos quando comparada às variações das taxas de juros e da melhoria das condições de oferta de crédito no período analisado. Sua especificação é apresentada pela Equação 3.36.

$$\begin{aligned} \text{Vendas} &= h(\text{taxa de juros, alavancagem, trimestre1, trimestre 2, trimestre 3, Natal}) \text{ ou} \\ \text{Ser02} &= h(\text{Ser19; Ser29; Ser31; Ser32; Ser33; Ser34}). \end{aligned} \quad (5.36)$$

Os resultados da regressão segundo o Modelo 5.36 são apresentados a seguir. Percebe-se a coerência esperada nos sinais dos coeficientes das variáveis identificando uma

proporcionalidade direta entre o volume de vendas e a alavancagem, e inversa em relação à taxa de juros.

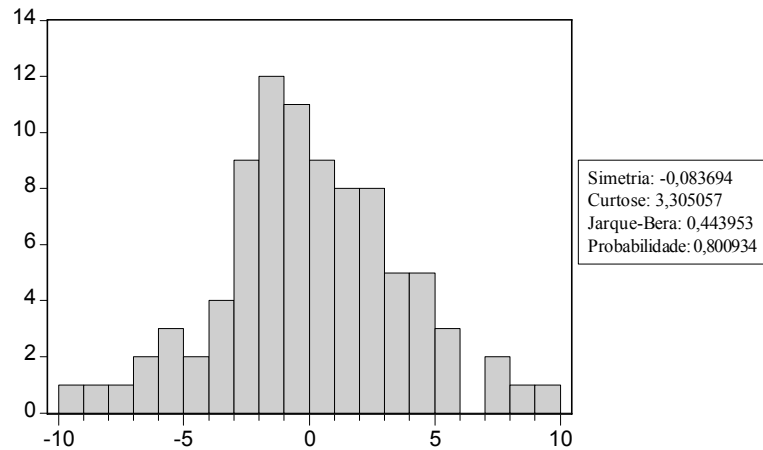


Figura 5.10 - Análise de normalidade dos resíduos da regressão linear do Modelo 5.36

Tabela 5.4 - Resultados da regressão linear do Modelo 5.36

Variável dependente: SER02				
Método: mínimos quadrados				
Amostra (ajustada): 2000:06 2007:09				
Observações incluídas: 88 depois de ajustar as extremidades				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (truncagem da defasagem=3)				
SER02=C(1)+C(3)*SER19+C(4)*SER29+C(5)*SER31+C(6)*SER32 +C(7)*SER33+C(8)*SER34				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C(1)	129.2574	3.118131	41.45347	0.0000
C(3)	-0.285118	0.026063	-10.93971	0.0000
C(4)	0.036957	0.002929	12.61755	0.0000
C(5)	-7.739968	1.125888	-6.874543	0.0000
C(6)	-4.095590	1.008848	-4.059669	0.0001
C(7)	-3.368869	0.857490	-3.928756	0.0002
C(8)	40.45322	2.358002	17.15572	0.0000
R ²	0.942684	Média da variável dependente		109.4569
R ² ajustado	0.938438	Desvio padrão da variável dependente		15.48155
Erro padrão da regressão	3.841222	Critério informação de Akaike		5.605661
Soma quadrados dos resíduos	1195.154	Critério de Schwarz		5.802722
Log da verossimilhança	-239.6491	Estatística de Durbin-Watson		2.424310

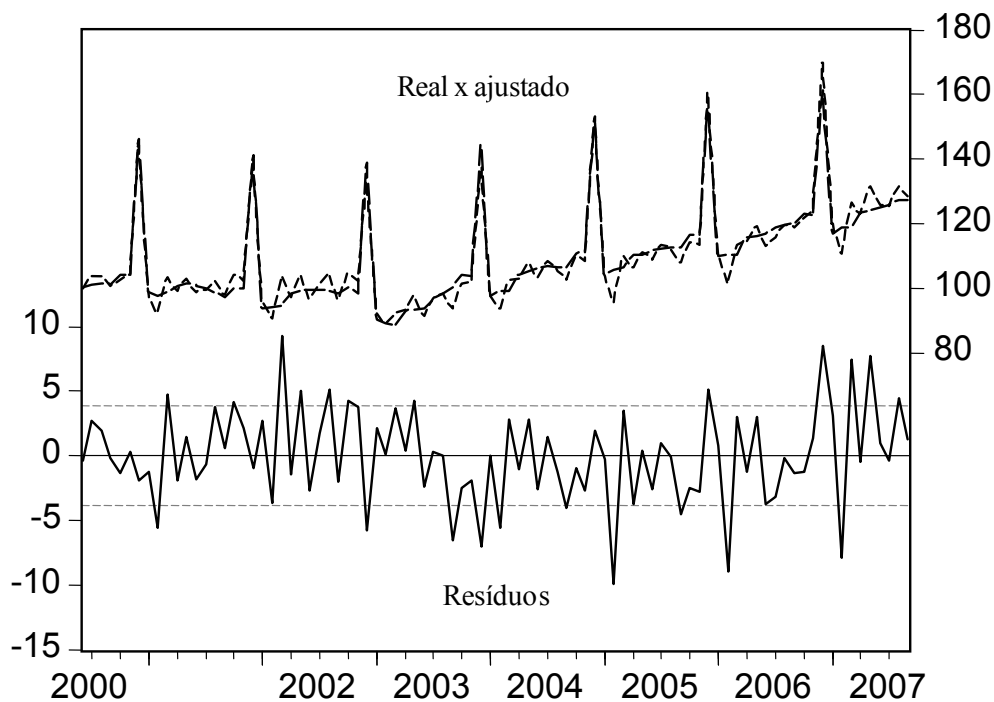


Figura 5.11 - Série real, série ajustada e resíduos da regressão linear do Modelo 5.36

5.7.2 Modelos com sistemas de equações simultâneas

Considera-se agora a utilização do modelo de equações simultâneas para explicar o volume de vendas no varejo já que algumas vezes a descrição de modelos em uma única equação apresenta-se inadequada, devido, por exemplo, a simultaneidade e ao encadeamento de determinadas variáveis na explicação de uma variável dependente. Os modelos de equações simultâneas permitem que uma variável independente de uma equação seja uma variável dependente em uma segunda equação do sistema de equações simultâneas. Partindo-se dos resultados anteriores construiu-se um sistema de equações simultâneas, no qual a equação principal corresponde ao Modelo 5.34, em que as vendas (Ser02) são determinadas pela renda (Ser05), pelo nível de alavancagem do consumidor (Ser29) e pelas variáveis dicotômicas relacionadas à sazonalidade trimestral e ao mês do Natal. Na segunda equação a variável relativa à alavancagem é especificada como variável dependente e explicada pelo prazo de pagamento (Ser22) e as variáveis de sazonalidade. Na terceira equação a variável do prazo de pagamento torna-se dependente, é explicada apenas pela taxa de juros (Ser19). O sistema de equações é representado pelo Modelo 5.37 apresentado a seguir.

$$\begin{aligned}
\text{Vendas} &= i(\text{renda; alavancagem; trimestre1; trimestre 2; trimestre 3; Natal}) \text{ ou} \\
\text{Ser02} &= i(\text{Ser05; Ser29; Ser31; Ser32; Ser33; Ser34}); \\
\text{Alavancagem} &= j(\text{prazo médio; trimestre1; trimestre 2; trimestre 3; Natal}) \text{ ou} \\
\text{Ser29} &= j(\text{Ser22; Ser31; Ser32; Ser33; Ser34}) \text{ e} \\
\text{Prazo médio} &= k(\text{taxa de juros}). \\
\text{Ser22} &= k(\text{Ser19}). \\
\text{Variáveis instrumentais: Ser05, Ser19, ser31, ser32, ser33 e ser34.}
\end{aligned}
\tag{5.37}$$

Os resultados da estimação do Sistema 5.37 são apresentados na Tabela 5.7. Nota-se que em termos das equações do sistema apenas a primeira equação poderia ser considerada não espúria, apesar de apresentar coeficientes não significativos em 1% para as variáveis dicotômicas dos trimestres dois e três.

Foram realizados testes com formulações alternativas, por exemplo, retirando da segunda equação (ser29) as variáveis dos trimestres um, dois e três por terem apresentado coeficientes não significativos ou eliminando-se a terceira equação ou ainda incluindo-se a variável de taxa de juros na segunda equação. Foram testados também diferentes métodos de regressão aplicáveis ao caso de sistemas de equações simultâneas sem que um progresso sensível fosse obtido em relação aos resultados Modelo 5.37. Entretanto, observa-se uma coerência nos sinais dos coeficientes significativos das três equações do sistema testado. Os coeficientes da primeira equação (Ser02) apresentam proporção direta com a renda, nível de alavancagem e Natal.

A segunda equação (Ser29) evidencia uma proporcionalidade direta entre a alavancagem do crédito e o prazo de pagamento e uma proporcionalidade inversa entre a alavancagem e as vendas de Natal, associando o aumento das vendas de Natal à redução da alavancagem. Isso pode estar ligado ao problema da significância dos demais coeficientes sazonais, mas poderia ser interpretado como evidência do comportamento racional de parte dos consumidores no Natal, ou seja, boa parte das vendas específicas do Natal não é realizada com endividamento. Essa afirmação fica enfraquecida devido aos resultados dos resíduos, mesmo após a retirada das variáveis sazonais dos trimestres um, dois e três não significativos para essa equação.

Na terceira equação (Ser22) o prazo de pagamento e a taxa de juros apresentam uma proporcionalidade inversa, o que também está em acordo com a hipótese da renda permanente e comportamento racional de pelo menos parte dos consumidores.

Tabela 5.5 - Resultados do sistema de equações 5.37

Sistema: 5.37				
Método de estimação: mínimos quadrados em dois estágios.				
Amostra: 2000:06 2007:09				
Observações incluídas: 88				
Total de observações do sistema (balanceado) 264				
Instrumentos: SER05 SER19 SER31 SER32 SER33 SER34				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C(1)	22.89261	9.967444	2.296738	0.0225
C(2)	0.708703	0.103743	6.831316	0.0000
C(3)	0.085269	0.004577	18.62987	0.0000
C(4)	-6.373922	1.544500	-4.126852	0.0001
C(5)	-3.180808	1.521260	-2.090904	0.0376
C(6)	-3.368944	1.498374	-2.248400	0.0254
C(7)	43.98295	2.066662	21.28212	0.0000
C(8)	-178.6717	11.20830	-15.94101	0.0000
C(9)	3.136768	0.063795	49.16938	0.0000
C(10)	2.118852	8.396466	0.252350	0.8010
C(11)	1.339817	8.333675	0.160771	0.8724
C(12)	3.220588	8.198431	0.392830	0.6948
C(13)	-44.26749	11.25127	-3.934445	0.0001
C(14)	353.0653	17.00453	20.76301	0.0000
C(15)	-1.928147	0.159473	-12.09072	0.0000
Determinante de covariância dos resíduos		4364437.		
Equação: $SER02=C(1)+C(2)*SER05+C(3)*SER29+C(4)*SER31+C(5)*SER32+C(6)*SER33+C(7)*SER34$				
Observações: 88				
R ²	0.923747	Média da variável dependente	109.4569	
R ² ajustado	0.918099	Desvio padrão da variável dependente	15.48155	
Erro padrão da regressão	4.430574	Soma quadrados dos resíduos	1590.029	
Estatística de Durbin-Watson	2.182775			
Equação: $SER29=C(8)+C(9)*SER22+C(10)*SER31+C(11)*SER32+C(12)*SER33+C(13)*SER34$				
Observações: 88				
R ²	0.971207	Média da variável dependente	290.9898	
R ² ajustado	0.969451	Desvio padrão da variável dependente	139.0468	
Erro padrão da regressão	24.30282	Soma quadrados dos resíduos	48431.43	
Estatística de Durbin-Watson	0.381396			
Equação: $SER22=C(14)+C(15)*SER19$				
Observações: 88				
R ²	0.629606	Média da variável dependente	150.3024	
R ² ajustado	0.625300	Desvio padrão da variável dependente	43.11969	
Erro padrão da regressão	26.39476	Soma quadrados dos resíduos	59914.77	
Estatística de Durbin-Watson	0.047679			

5.7.3 Teste de simultaneidade de Hausman

Os resultados fracos para a segunda e terceira equações do sistema de equações testado em 5.7.2 sugerem a realização de uma análise de simultaneidade e precedência entre as variáveis do volume de vendas (Ser02), alavancagem do crédito (Ser29) e prazo de pagamento (Ser22). Neste item será apresentado o resultado do teste de simultaneidade conhecido como teste de especificação de Hausman. O teste de simultaneidade permite verificar se um regressor (endógeno) está correlacionado ao termo de erro. Se for esse o caso não se poderá aplicar o método de mínimos quadrados ordinários à regressão (GUJARATI, 2006; PINDYCK; RUBINFELD, 1998).

O teste de Hausman foi aplicado às seguintes relações:

$$\text{Ser02} = l(\text{Ser05}, \text{Ser19}, \text{Ser31}, \text{Ser32}, \text{Ser33}, \text{Ser34}) \quad (5.38)$$

$$\text{Ser29} = m(\text{Ser05}, \text{Ser19}, \text{Ser31}, \text{Ser32}, \text{Ser33}, \text{Ser34}) \quad (5.39)$$

$$\text{Ser22} = n(\text{Ser05}, \text{Ser19}, \text{Ser31}, \text{Ser32}, \text{Ser33}, \text{Ser34}) \quad (5.40)$$

Estimou-se a Função 5.40 e os resíduos dessa regressão foram incluídos do lado direito da equação de regressão da Função 5.39. Os resíduos dessa estimativa, por sua vez, foram incluídos no lado direito da equação de regressão da Função 5.38. Se o coeficiente desses resíduos for significativo existe simultaneidade. Os resultados da regressão final inclusive do coeficiente dos resíduos – XXR – são apresentados na Tabela 5.8 a seguir.

Tabela 5.6 - Teste de especificação de Hausman

Variável dependente: SER02		Método: mínimos quadrados		
Amostra: 2000:06 2007:09		Observações incluídas: 88		
SER02=C(1)+C(2)*SER05+C(3)*SER19+C(4)*SER31+C(5)*SER32 +C(6)*SER33+C(7)*SER34+C(8)*XXR				
	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C(1)	207.2497	7.997082	25.91566	0.0000
C(2)	-0.504416	0.082364	-6.124207	0.0000
C(3)	-0.502676	0.026530	-18.94732	0.0000
C(4)	-8.686879	1.519574	-5.716655	0.0000
C(5)	-4.734580	1.501078	-3.154120	0.0023
C(6)	-3.364487	1.473245	-2.283725	0.0250
C(7)	37.79828	2.021043	18.70236	0.0000
C(8)	-0.022761	0.023069	-0.986627	0.3268
R ²	0.927191	Média da variável dependente	109.4569	
R ² ajustado	0.920820	Critério informação de Akaike	5.867651	
Erro padrão da regressão	4.356344	Desvio padrão da variável dependente	15.48155	
Soma quadrados dos resíduos	1518.218	Critério de Schwarz	6.092864	
Log da verossimilhança	-250.1767	Estatística de Durbin-Watson	1.761299	

A Tabela 5.8, mostra que o coeficiente dos resíduos XXR não é significativo, o que indica a ausência de simultaneidade entre as variáveis Ser02, Ser29 e Ser22. Outra possibilidade para construir o modelo de equações simultâneas seria partir de um teste de causalidade de Granger apresentado no próximo item.

5.7.4 Teste de causalidade de Granger

Na realidade este é um teste de precedência e não de causalidade propriamente dito, pois compara os resíduos entre modelos restritos (apenas termos defasados da variável dependente) e irrestritos (contendo termos defasados da variável dependente e das variáveis independentes) da equação a ser regredida testando a restrição por meio da estatística F. A hipótese nula é de que uma variável A não Granger causa uma variável B. Uma vez rejeitada a hipótese nula em um teste F temos que A precede B. Essa hipótese é testada nos dois sentidos: de A para B e de B para A. A Tabela 5.9 mostra os resultados do teste que é realizado de maneira emparelhada e nos dois sentidos.

Tabela 5.7 - Teste de causalidade de Granger

Testes de causalidade emparelhados de Granger			
Amostra: 2000:06 2007:10			
Defasagens: 12			
Hipóteses nulas (H_0):	Observações	Estatística F	Valor p.
SER05 não Granger causa SER02	77	3.96835	0.00024
SER02 não Granger causa SER05		0.98472	0.47555
SER19 não Granger causa SER02	77	11.7489	5.9E-11
SER02 não Granger causa SER19		2.32411	0.01819
SER22 não Granger causa SER02	77	4.09428	0.00017
SER02 não Granger causa SER22		0.66202	0.77879
SER29 não Granger causa SER02	76	2.30837	0.01928
SER02 não Granger causa SER29		9.21054	4.4E-09
SER19 não Granger causa SER05	77	1.17700	0.32377
SER05 não Granger causa SER19		1.10521	0.37605
SER22 não Granger causa SER05	77	0.56636	0.85875
SER05 não Granger causa SER22		0.87596	0.57558
SER29 não Granger causa SER05	76	1.69844	0.09485
SER05 não Granger causa SER29		1.93055	0.05226
SER22 não Granger causa SER19	77	2.47521	0.01213
SER19 não Granger causa SER22		1.51603	0.14842
SER29 não Granger causa SER19	76	1.86679	0.06166
SER19 não Granger causa SER29		1.19225	0.31392
SER29 não Granger causa SER22	76	0.77474	0.67293
SER22 não Granger causa SER29		1.38436	0.20404

Os resultados da Tabela 5.9 indicam que para nível de significância de 1% as variáveis de renda, juros e prazo de pagamento precedem a variável de vendas e que a variável de vendas precede a variável de alavancagem.

Para 5% de significância as variáveis de renda, juros, prazo de pagamento e alavancagem precedem a variável de vendas; a variável de vendas também precede as variáveis de juros e de alavancagem e a variável de prazo precede a variável de juros.

Para 10%, as variáveis de renda, juros, prazo de pagamento e alavancagem precedem a variável de vendas; a variável de vendas precede as variáveis de juros e alavancagem e as variáveis de prazo e alavancagem precedem a variável de juros. Percebe-se também uma precedência nos dois sentidos entre a variável de alavancagem e a variável de renda.

Com base nos resultados acima verifica-se que as relações unidirecionais mais fortes são as da renda, juros e prazo precedendo as vendas e do prazo e alavancagem precedendo a taxa de juros. Esses resultados também mostram a presença de simultaneidade entre vendas e juros e entre a alavancagem e as vendas. A partir dos resultados da Tabela 5.9 poder-se-ia construir o seguinte sistema de equações simultâneas:

$$\begin{aligned}
 \text{Vendas} &= p(\text{renda; prazo; alavancagem; trimestre1; trimestre 2; trimestre 3; Natal}) \\
 \text{Ser02} &= p(\text{Ser05; Ser22; Ser19; Ser31; Ser32; Ser33; Ser34}) \\
 \text{Taxa de juros} &= q(\text{alavancagem; prazo; vendas}) \\
 \text{Ser19} &= q(\text{Ser29; Ser22; Ser02}) \\
 \text{Alavancagem} &= r(\text{Ser02}) \\
 \text{Ser29} &= r(\text{vendas})
 \end{aligned}
 \tag{5.41}$$

Resolvendo esse sistema levando em consideração o resultado de não simultaneidade de 5.7.3 e utilizando-se a estratégia de retirarem-se sucessivamente os coeficientes não significativos em nível de 1% chegou-se ao seguinte sistema cujos resultados são apresentados na tabela 5.10.

$$\begin{aligned}
 \text{Vendas} &= s(\text{juros; prazo; trimestre1; Natal}) \\
 \text{Ser02} &= s(\text{Ser19; Ser22; Ser31; Ser34}) \\
 \text{Juros} &= t(\text{prazo; alavancagem}) \\
 \text{Ser19} &= t(\text{Ser22; Ser29})
 \end{aligned}
 \tag{5.42}$$

Tabela 5.8 - Resultados sistema de equações 5.42

Sistema: 5.42				
Método de estimação: mínimos quadrados				
Amostra: 2000:06 2007:09				
Observações incluídas: 88				
Total de observações balanceadas do sistema: 176				
	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C(1)	108.9134	6.038147	18.03756	0.0000
C(3)	-0.216198	0.037960	-5.695451	0.0000
C(4)	0.140726	0.015615	9.012093	0.0000
C(5)	-4.977202	0.969007	-5.136393	0.0000
C(8)	41.67615	1.525035	27.32800	0.0000
C(11)	187.8073	8.163512	23.00570	0.0000
C(13)	-0.901840	0.126249	-7.143332	0.0000
C(14)	0.181796	0.039151	4.643456	0.0000
Determinante da covariância residual		1257.464		
Equação: $SER02=C(1)+C(3)*SER19+C(4)*SER22+C(5)*SER31+C(8)*SER34$				
Observações: 88				
R ²	0.942058	Média da variável dependente	109.4569	
R ² ajustado	0.939266	Desvio padrão da variável dependente	15.48155	
Erro padrão da regressão	3.815314	Soma quadrados dos resíduos	1208.199	
Estatística de Durbin-Watson	2.590119			
Equação: $SER19=C(11)+C(13)*SER22+C(14)*SER29$				
Observações: 88				
R ²	0.704552	Média da variável dependente	105.1594	
R ² ajustado	0.697600	Desvio padrão da variável dependente	17.74475	
Erro padrão da regressão	9.757999	Soma quadrados dos resíduos	8093.576	
Estatística de Durbin-Watson	0.199943			

Novamente o sistema resulta em uma única equação válida, já que a equação para a variável taxa de juros (Ser19) apresenta elevado grau de correlação serial. O teste de normalidade dos resíduos da segunda equação do sistema apresentou probabilidade de apenas 3%. Por sua vez a primeira equação apresenta resíduos com 75% de probabilidade no teste de normalidade. Observa-se que a variável de renda (Ser05) apresentou coeficiente não significativo sendo excluída do modelo, perante a presença das variáveis de taxa de juros (Ser19) e prazo médio (Ser22). É interessante observar a coerência dos sinais dos coeficientes deste sistema: Vendas apresentam proporcionalidade direta com prazo de pagamento e Natal e inversa com taxa de juros e trimestre1. Já na segunda equação observa-se proporcionalidade direta entre taxa de juros e alavancagem e inversa entre taxa de juros e prazo de pagamento. Até este momento os

resultados reforçam os modelos de uma equação para explicar o volume de vendas mensal do varejo no Brasil.

Figura 5.12 - Resíduos da equação para Ser02 no Sistema 5.42

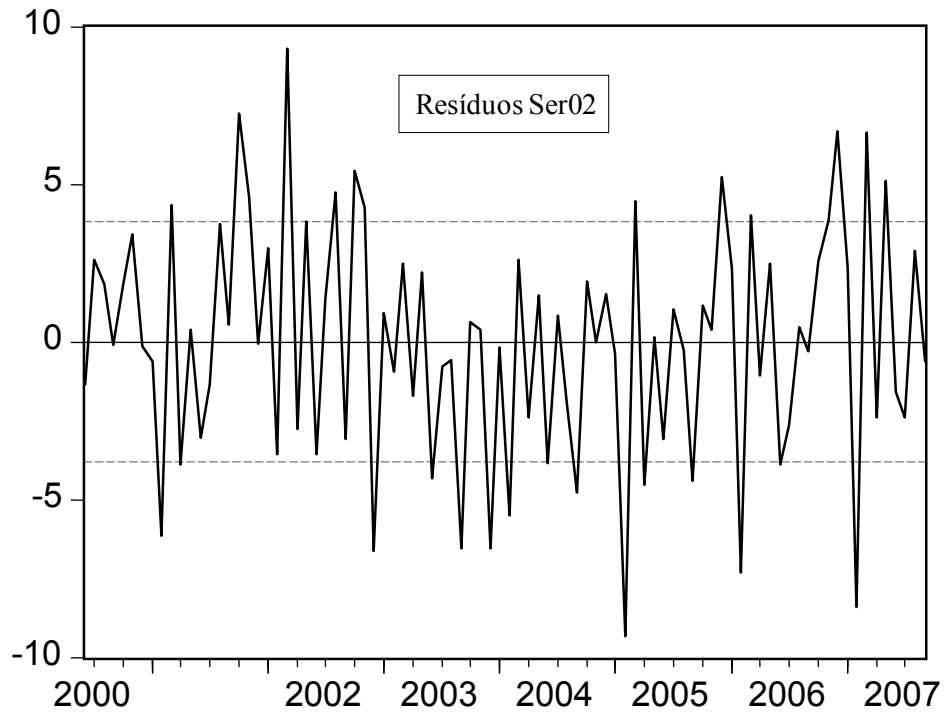
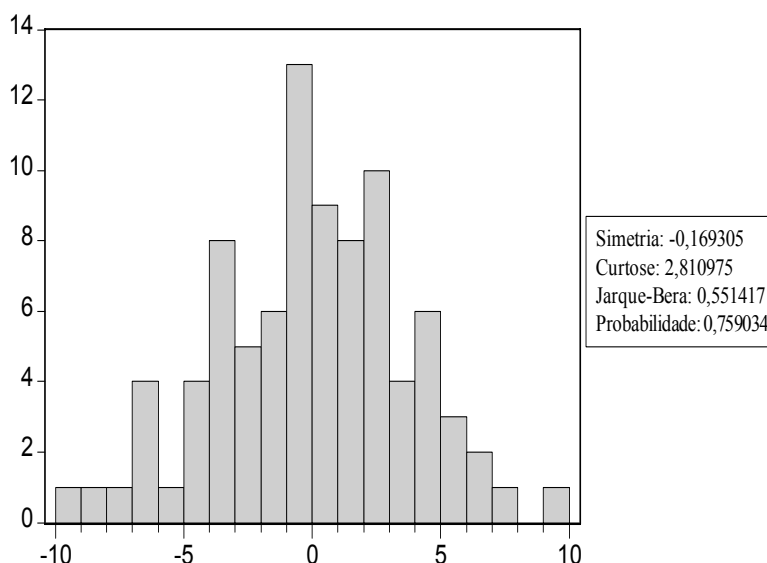


Figura 5.13 - Normalidade dos resíduos da equação para Ser02 no Sistema 5.42



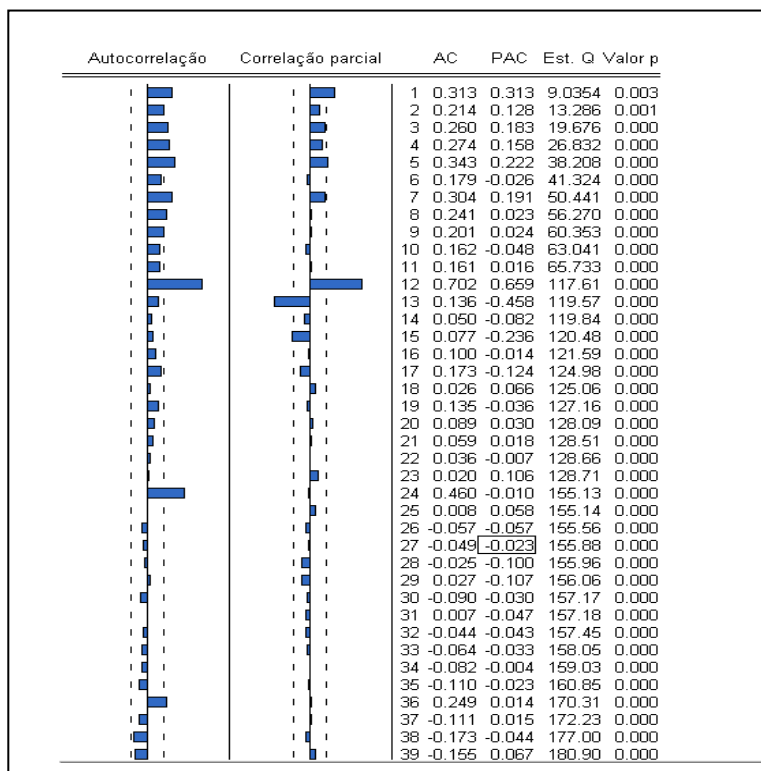
5.7.5 Modelos de previsão

Continuando o exame de diferentes estratégias de modelagem de séries temporais utilizando sistemas de equações simultâneas ou uma única equação para testar as hipóteses deste trabalho são analisadas a inclusão de termos de médias móveis e termos auto-regressivos do lado esquerdo das equações, como se fossem variáveis explicativas dos modelos. Esses modelos são freqüentemente utilizados em modelos de previsão. Duas técnicas sobressaem nesse campo: o chamado método auto-regressivo integrado de médias móveis – ARIMA em inglês – e o método de auto-regressão vetorial – VAR – em inglês.

5.7.5.1 Método ARIMA

A técnica desenvolvida por Box e Jenkins inicia-se com a análise da série a ser estudada procurando identificar um padrão de comportamento auto-regressivo puro ou um processo de média móvel puro ou se o mais adequado é utilizar um processo misto auto-regressivo de média móvel – ARMA. A análise de um correlograma da série pode ser útil para auxiliar essa identificação. A Figura 5.14 a seguir apresenta o correlograma da variável que representa o volume de vendas do varejo – SER02.

Figura 5.14 - Correlograma da variável Ser02



Um processo AR(p) apresenta função de autocorrelação com declínio exponencial ou com um padrão de onda senoidal amortecida. Sua função de correlação parcial apresenta picos significativos até a defasagem p. Um processo MA(q) apresenta função de autocorrelação com picos significativos até a defasagem q e função de correlação parcial declinando exponencialmente. Já um processo ARMA(p,q) apresenta funções de correlação e correlação parcial que diminuem exponencialmente. O correlograma apresenta também o intervalo de 95% de confiança para as duas funções onde se pode verificar se os valores das funções são estatisticamente iguais a zero (dentro do intervalo) ou significativos (fora do intervalo).

Escolhido o modelo ou modelos, passa-se a estimação dos seus parâmetros. A análise para a escolha dos parâmetros contempla uma verificação dos resíduos obtidos. Se os resíduos não se aproximam de um ruído branco retorna-se à fase de escolha de uma nova defasagem (GUJARATI, 2006; ENDERS, 2004). Aplicando a técnica de Box e Jenkins e considerando-se os resultados obtidos anteriormente foram obtidas duas especificações interessantes apresentadas a seguir.

$$\text{Vendas} = u(\text{renda}; \text{alavancagem}; \text{Natal}; \text{AR}(2); \text{MA}(2))$$

$$\text{Ser02} = u(\text{Ser05}; \text{Ser29}; \text{Ser34}; \text{AR}(2); \text{MA}(2)) \quad (5.43)$$

$$\text{Vendas} = v(\text{renda}; \text{prazo de pagamento}; \text{Natal}; \text{AR}(2); \text{MA}(2))$$

$$\text{Ser02} = v(\text{Ser05}; \text{Ser22}; \text{Ser34}; \text{AR}(2); \text{MA}(2)) \quad (5.44)$$

As duas incluem um termo auto-regressivo de segunda ordem e um termo de média móvel também de segunda ordem. A diferença entre as especificações 5.43 e 5.44 reside na inclusão da variável alavancagem (Ser29) em 5.43 e substituída pela variável prazo de pagamento (Ser22) em 5.44. Comparando os resultados apresentados nas Tabelas 5.11 e 5.12 observa-se que ambas apresentam resultados próximos e sustentam relativamente bem suas especificações. Pode-se dizer que os resultados da equação 5.44 são relativamente um pouco melhores que os obtidos pela regressão de 5.43 quando são comparados os valores dos critérios de Akaike e Schwarz, a significância da regressão no seu conjunto dada pelo valor da estatística F, a correlação serial avaliada pela estatística de Durbin-Watson e o próprio valor de R^2 . As Figuras 5.15 a 5.18 evidenciam um comportamento semelhante nos resíduos, apesar da regressão de 5.43 ter obtido resultado mais interessante no teste de normalidade dos resíduos.

Figura 5.15 - Teste de normalidade dos resíduos para a regressão de 5.43

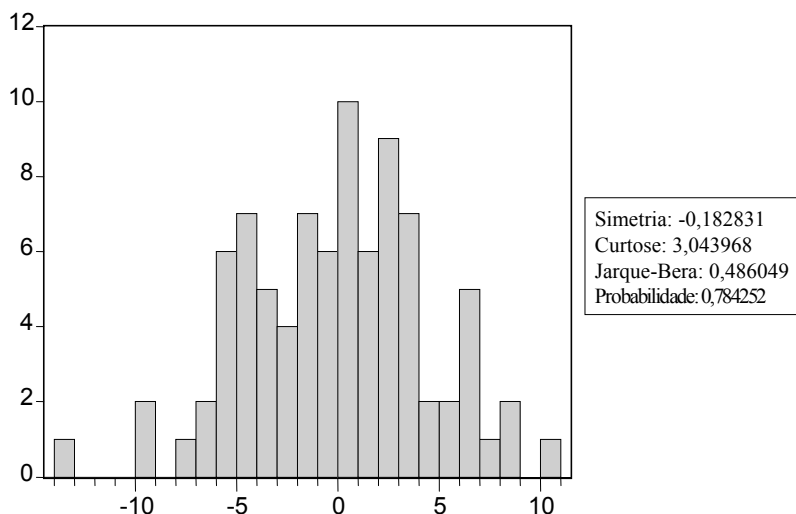


Tabela 5.9 - Resultados da regressão de 5.43

Variável dependente: SER02				
Método: mínimos quadrados				
Amostra ajustada: 2000:08 2007:09				
Observações incluídas: 86 depois de ajustadas as extremidades				
Convergência obtida após 15 iterações				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (truncagem na defasagem=3)				
Dados anteriores: 2000:06 2000:07				
Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C	25.79117	8.991075	2.868531	0.0053
SER05	0.657303	0.090317	7.277698	0.0000
SER29	0.079057	0.004982	15.86898	0.0000
SER34	45.08149	2.538996	17.75564	0.0000
AR(2)	-0.992436	0.029809	-33.29303	0.0000
MA(2)	0.965070	0.016333	59.08714	0.0000
R ²	0.918641	Média da variável dependente		109.6336
R ² ajustado	0.913556	Desvio padrão da variável dependente		15.61560
Erro padrão da regressão	4.591192	Critério informação de Akaike		5.953370
Soma quadrados dos resíduos	1686.323	Critério de Schwarz		6.124604
Log da verossimilhança	-249.9949	Estatística F		180.6598
Estatística de Durbin-Watson	1.836222	Valor p da estatística F		0.000000

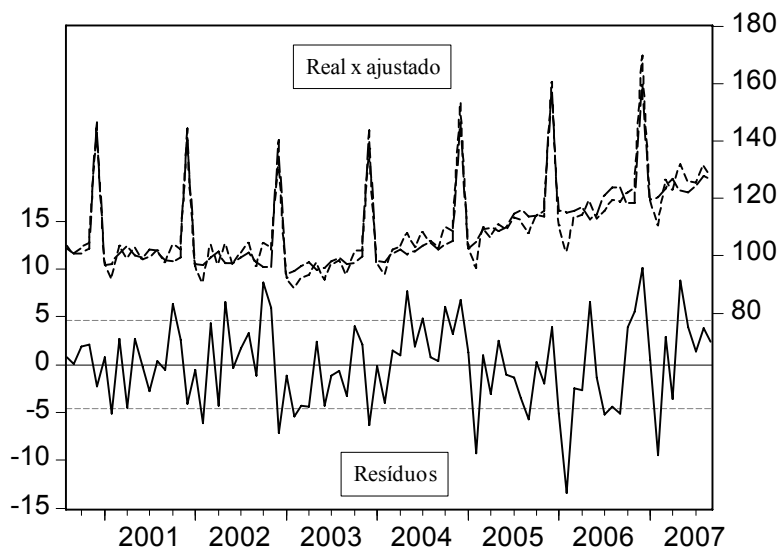
Figura 5.16 - Séries real x ajustada e resíduos da regressão 5.43

Tabela 5.10 - Resultados da regressão de 5.44

Variável dependente: SER02				
Método: mínimos quadrados				
Amostra ajustada: 2000:08 2007:09				
Observações incluídas: 86 depois de ajustadas as extremidades				
Convergência obtida após 23 iterações				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (truncagem na defasagem=3)				
Dados anteriores: 2000:06 2000:07				
Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p
C	23.27934	8.189763	2.842492	0.0057
SER05	0.526490	0.084178	6.254475	0.0000
SER22	0.247488	0.008883	27.86224	0.0000
SER34	41.26542	1.904576	21.66646	0.0000
AR(2)	-1.000603	0.023541	-42.50460	0.0000
MA(2)	0.983212	0.020152	48.79100	0.0000
R ²	0.936105	Média da variável dependente		109.6336
R ² ajustado	0.932111	Desvio padrão da variável dependente		15.61560
Erro padrão da regressão	4.068713	Critério informação de Akaike		5.711745
Soma quadrados dos resíduos	1324.354	Critério de Schwarz		5.882978
Log da verossimilhança	-239.6050	Estatística F		234.4104
Estatística de Durbin-Watson	2.003080	Valor p da estatística F		0.000000

Figura 5.17 - Teste de normalidade dos resíduos para a regressão de 5.44

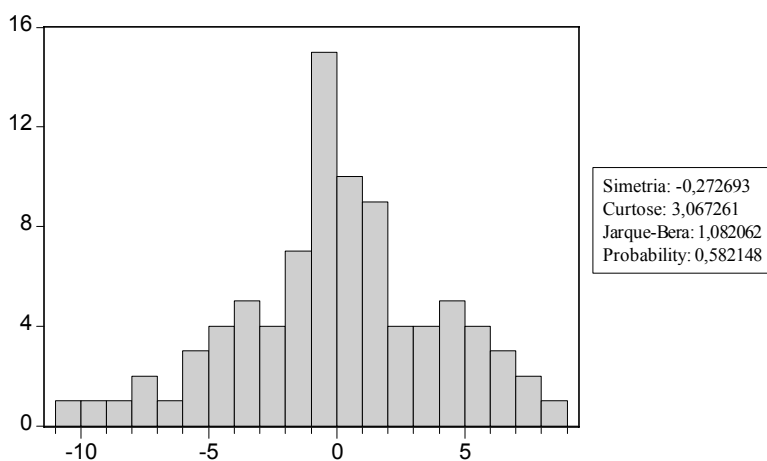
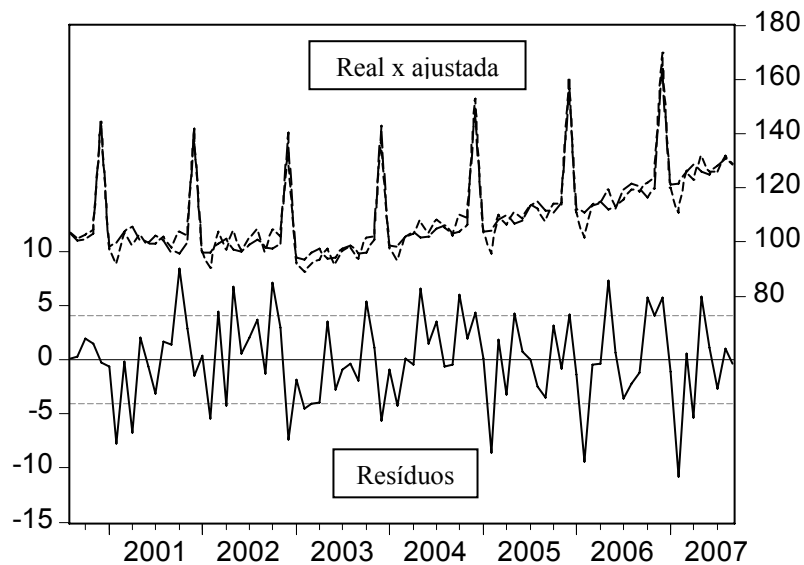


Figura 5.18 - Séries real x ajustada e resíduos da regressão 5.44



5.7.5.2 Método auto-regressivo vetorial (VAR)

Nos modelos mais tradicionais de equações simultâneas, algumas variáveis são tratadas como exógenas ou predeterminadas (endógenas defasadas). Para se estimar esses modelos é necessário analisar a sua identificação, ou seja, se determinada equação é exatamente identificada ou superidentificada. Isso se faz com pressupostos muitas vezes subjetivos, a respeito do número de variáveis exógenas incluídas no lado direito das equações de um sistema. O modelo VAR, desenvolvido inicialmente por Christopher Sims (1980), parte do princípio que, confirmada a simultaneidade entre um conjunto de variáveis, todas deverão ser incluídas no modelo sem se fazer distinção entre variáveis exógenas e endógenas. Isso significa que as equações de um sistema VAR, geralmente incluem variáveis defasadas da variável dependente de uma equação nas demais equações do sistema. Essa técnica permite a especificação de um sistema de equações simultâneas, mesmo não se tendo certeza da exogeneidade de determinada variável. O modelo é chamado auto-regressivo, porque aparecem valores defasados da variável dependente do lado direito das equações e é vetorial, porque se trata de um vetor com duas ou mais variáveis (GUJARATI, 2006; ENDERS, 2004; VAHID; ISSLER, 2001).

Os testes de causalidade realizados no item 5.7.4, identificaram possíveis simultaneidades entre as variáveis de vendas (Ser02), taxa de juros (Ser19) e alavancagem (Ser29). Com base

nesse resultado, foi realizada uma análise VAR, na qual as variáveis defasadas de Ser02, Ser19 e Sr29 são incluídas juntamente com as variáveis exógenas da renda (Ser05), prazo de pagamento (Ser22) e variáveis de sazonalidade (Ser31, Ser32, Ser33 e Ser34). A decisão do número de defasagens a ser incluído no sistema ancora-se no princípio da parcimônia, em que se busca uma melhor adequação do modelo aos dados observacionais, sem sacrificar exageradamente os graus de liberdade do sistema. Esse mesmo princípio que, segundo Enders (2004), deve ser parte da natureza de todo economista, pode auxiliar a atenuar o problema da colinearidade frequentemente provocado pela inclusão de um número relativamente grande de variáveis em modelos econométricos. Busca-se uma explicação que seja tecnicamente satisfatória com um número relativamente reduzido de variáveis, pois a adição de variáveis explicativas à regressão também tem o efeito de aumentar o valor do R^2 , sem que, efetivamente, seja aumentado o poder de explicação do modelo, além do enfraquecimento provocado pela perda dos graus de liberdade. A inclusão, por exemplo, de três defasagens para cada uma das três variáveis (Ser02, Ser29 e Ser19), implica no aumento de nove variáveis explicativas para cada equação de um sistema de três equações. Após a realização de vários testes, combinando-se o número de defasagens das três variáveis “simultâneas” com a inclusão das variáveis de sazonalidade, renda e prazo de pagamento, e comparando-se os resultados das regressões em conjunto e isoladamente, por meio das estatísticas F, t, critério de Akaike, critério de Schwarz e testes de normalidade dos resíduos, chegou-se ao sistema apresentado a seguir:

Vendas = x(alavancagem; Natal; variáveis defasadas)

Ser02 = x[Ser22; Ser34; Ser02(-1); Ser02(-2); Ser19(-1); Ser19(-2); Ser29(-1); Ser29(-2)]

Alavancagem = y(alavancagem; Natal; variáveis defasadas) (5.45)

Ser29 = y[Ser22; Ser34; Ser02(-1); Ser02(-2); Ser19(-1); Ser19(-2); Ser29(-1); Ser29(-2)]

Taxa de juros = z(alavancagem; Natal; variáveis defasadas)

Ser29 = z[Ser22; Ser34; Ser02(-1); Ser02(-2); Ser19(-1); Ser19(-2); Ser29(-1); Ser29(-2)]

A exclusão da variável renda (Ser05) leva a uma pequena melhoria, segundo os critérios utilizados para a escolha da combinação das variáveis do Sistema 5.45. Os resultados da análise VAR para esse sistema são apresentados nas tabelas e figuras a seguir. A Tabela 5.13 apresenta os resultados dos testes de normalidade dos resíduos de cada equação e da

distribuição conjunta das três equações. Nela, observam-se resultados significativos em nível de distribuição conjunta para a simetria, curtose e resultados de Jarque-Bera. Cada coluna com valores da Tabela 5.14 representa uma equação do sistema analisado. Apesar de alguns coeficientes não serem estatisticamente significativos, o resultado da regressão das equações individuais e do sistema como um todo são fortemente significativos, o que valida o sistema.

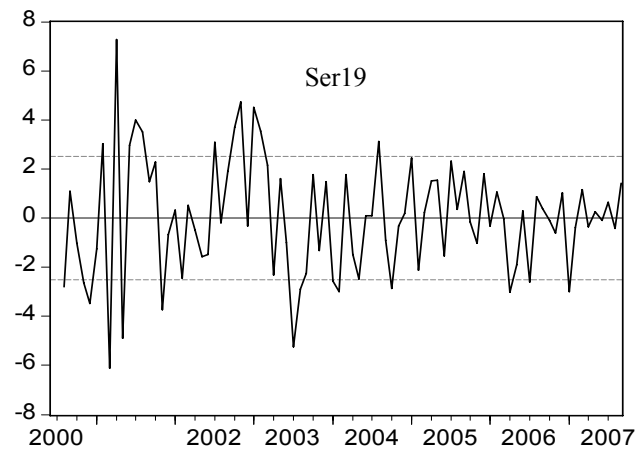
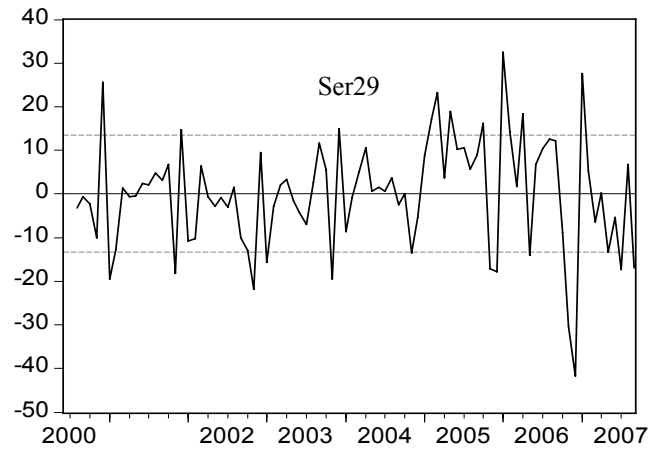
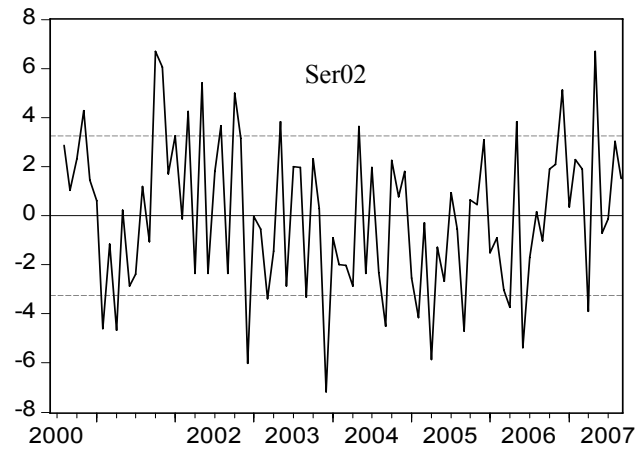
A Figura 5.19 exibe as séries de resíduos temporais para as três equações do sistema 5.45, na qual se observa um comportamento aparente de estacionariedade com breves passeios e uma alternância relativamente mais acentuada do que poderia se esperar de uma distribuição aleatória normal, com média zero.

Tabela 5.11 - Teste de normalidade dos resíduos para o sistema 5.45

Testes de normalidade do resíduos da regressão VAR				
Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: resíduos são de uma distribuição normal multivariada				
Amostra: 2000:06 2007:09				
Observações incluídas: 86				
Componente	Assimetria	χ^2	df	Prob.
1	0.008970	0.001153	1	0.9729
2	0.044528	0.028419	1	0.8661
3	0.028359	0.011527	1	0.9145
Conjunta		0.041100	3	0.9978
Componente	Curtose	χ^2	df	Prob.
1	1.959491	3.879529	1	0.0489
2	2.805177	0.136009	1	0.7123
3	2.451580	1.077739	1	0.2992
Conjunta		5.093277	3	0.1651
Componente	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	3.880682	2	0.1437	
2	0.164428	2	0.9211	
3	1.089267	2	0.5801	
Conjunta	5.134377	6	0.5267	

Tabela 5.12 - Resultados da análise VAR para o sistema 5.45

Estimativas VAR			
Amostra ajustada: 2000:08 2007:09			
Observações incluídas: 86 depois de ajustar extremidade			
Erros padrão entre () e estatísticas t entre []			
	SER02	SER29	SER19
SER02(-1)	-0.095225 (0.04076) [-2.33613]	0.573337 (0.16731) [3.42679]	0.018198 (0.03127) [0.58193]
SER02(-2)	-0.139510 (0.04116) [-3.38937]	0.341673 (0.16895) [2.02234]	0.041928 (0.03158) [1.32779]
SER29(-1)	-0.050222 (0.03072) [-1.63485]	0.551260 (0.12609) [4.37192]	-0.047959 (0.02357) [-2.03499]
SER29(-2)	0.079035 (0.03004) [2.63094]	0.203812 (0.12330) [1.65291]	0.048626 (0.02305) [2.10994]
SER19(-1)	-0.058570 (0.13275) [-0.44120]	0.353092 (0.54489) [0.64801]	1.337003 (0.10184) [13.1282]
SER19(-2)	-0.251805 (0.13093) [-1.92315]	0.048001 (0.53743) [0.08932]	-0.380395 (0.10045) [-3.78699]
C	144.5300 (8.13674) [17.7626]	-176.4779 (33.3980) [-5.28409]	3.393657 (6.24224) [0.54366]
SER22	0.080630 (0.06388) [1.26226]	0.762711 (0.26219) [2.90900]	-0.034148 (0.04900) [-0.69683]
SER34	42.60409 (1.42454) [29.9074]	-44.81009 (5.84713) [-7.66360]	-4.167861 (1.09286) [-3.81373]
R ²	0.960483	0.991421	0.982372
R ² ajustado	0.956377	0.990530	0.980541
Suma dos quadrados dos resíduos	819.0750	13799.48	482.0626
Erro padrão da equação	3.261493	13.38708	2.502110
Estatística F	233.9392	1112.338	536.3934
Log da verossimilhança	-218.9433	-340.3844	-196.1490
Critério de informação de Akaike	5.301008	8.125218	4.770906
Critério de Schwarz	5.557858	8.382068	5.027756
Média variável dependente	109.6336	295.3965	105.2708
Desvio padrão variável dependente	15.61560	137.5659	17.93682
Determinante da covariância residual	9777.685		
Log verossimilhança (graus de liberdade ajustados)	-761.1640		
Critério de informação de Akaike	18.32940		
Critério de Schwarz	19.09995		

Figura 5.19 - Resíduos da regressão VAR do sistema 5.45

Gujarati (2006) salienta a dificuldade frequentemente encontrada para se analisar os coeficientes individuais nos modelos VAR. Uma possibilidade de análise do conjunto das equações é utilizar a denominada função resposta a impulso (IRF em inglês). Essa estratégia permite a análise da resposta do modelo a um choque nos termos de erro das equações do sistema VAR. Giordano *et al* (2007) utilizam a resposta a impulso de um modelo VAR para analisar o impacto da política fiscal no produto interno, na inflação e na taxa de juros de longo prazo da Itália. Erceg e Levin (2006) aplicam um modelo VAR para analisar choques monetários no consumo de bens duráveis. Reimers (1997) aplica resposta a impulso na função consumo da Alemanha para analisar a influência da renda e do consumo à inovação da riqueza. Outra técnica derivada do VAR é o chamado modelo de correção do vetor de erro (VECM em inglês), que procura associar, por exemplo, a variância do consumo e da renda aos componentes de tendência e cíclicos dessas séries (PISTORESI, 1997). Neste trabalho, optou-se pela técnica da função resposta a impulso por possibilitar a análise dinâmica e a visualização da propagação temporal da variação provocada. Como o sistema é autorregressivo, um aumento provocado pontualmente no erro de um determinado período, é transmitido para os períodos subsequentes em maior ou menor intensidade, de acordo com a ponderação que a informação de um período recebe nos períodos subsequentes, ou seja, de acordo com as variáveis incluídas no modelo, suas defasagens e seus coeficientes. Como as variáveis defasadas estão presentes nas diferentes equações do sistema, o choque provocado em uma das equações pode ter reflexos no comportamento presente e futuro das demais equações. A função resposta a impulso rastreia o impacto desse choque em vários períodos subsequentes. A Figura 5.20 contém três gráficos, um para cada variável dependente das equações do sistema 5.45. Cada gráfico, por sua vez, contém três curvas de resposta de uma variável ao choque provocado nas três variáveis. Por exemplo, a Figura 5.20a contém apenas respostas da variável de vendas aos choques provocados nas variáveis de alavancagem, taxa de juros e vendas. Nota-se que a curva de resposta da variável à variação de um desvio padrão na mesma variável, tem seu valor inicial do tamanho do seu erro padrão, o que equivale a um desvio padrão da distribuição das médias dessa variável. A Figura 5.21 apresenta os mesmos resultados ilustrados pela Figura 5.20. Neste caso, cada gráfico é apresentado individualmente. Observa-se uma matriz três por três de figuras, na qual cada elemento (i,j) apresenta uma figura com a resposta da variável j a um choque de um desvio padrão na variável i .

Figura 5.20 – Função resposta a impulso na regressão VAR do sistema 5.45

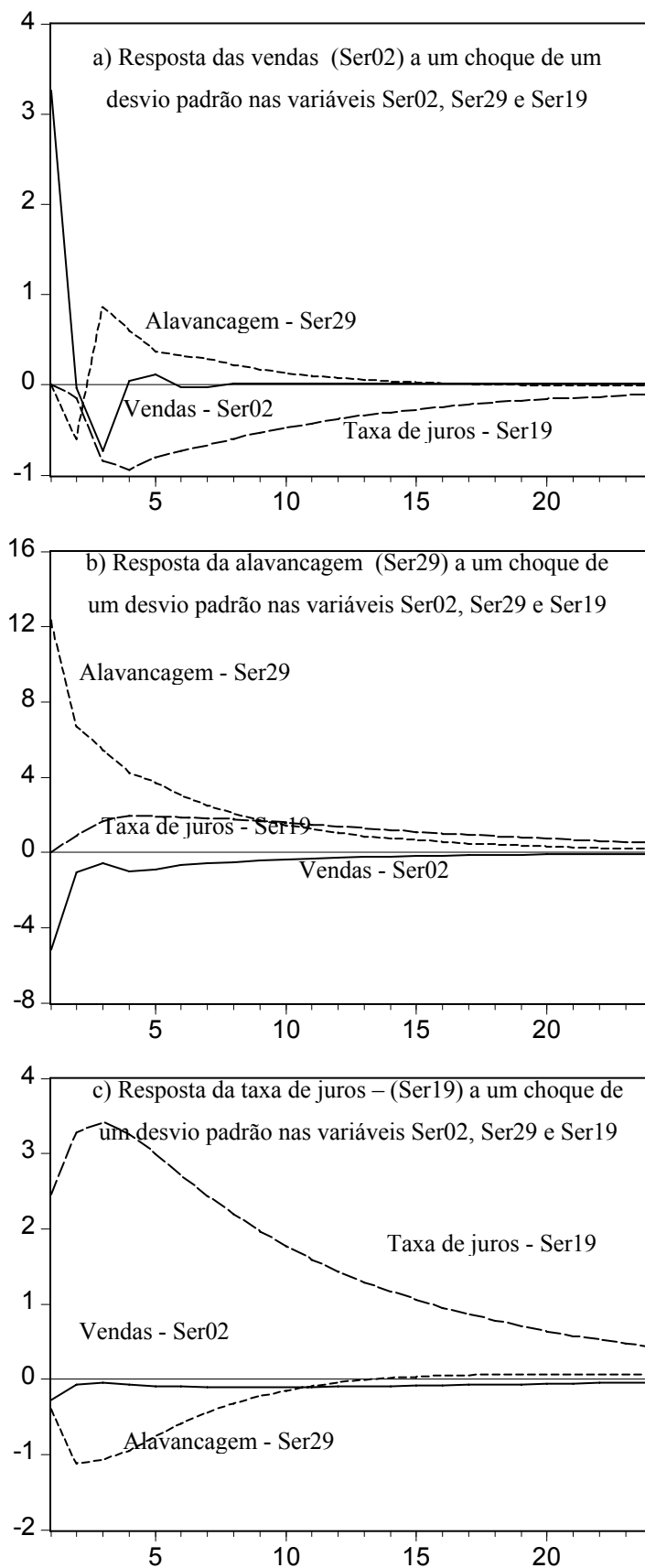
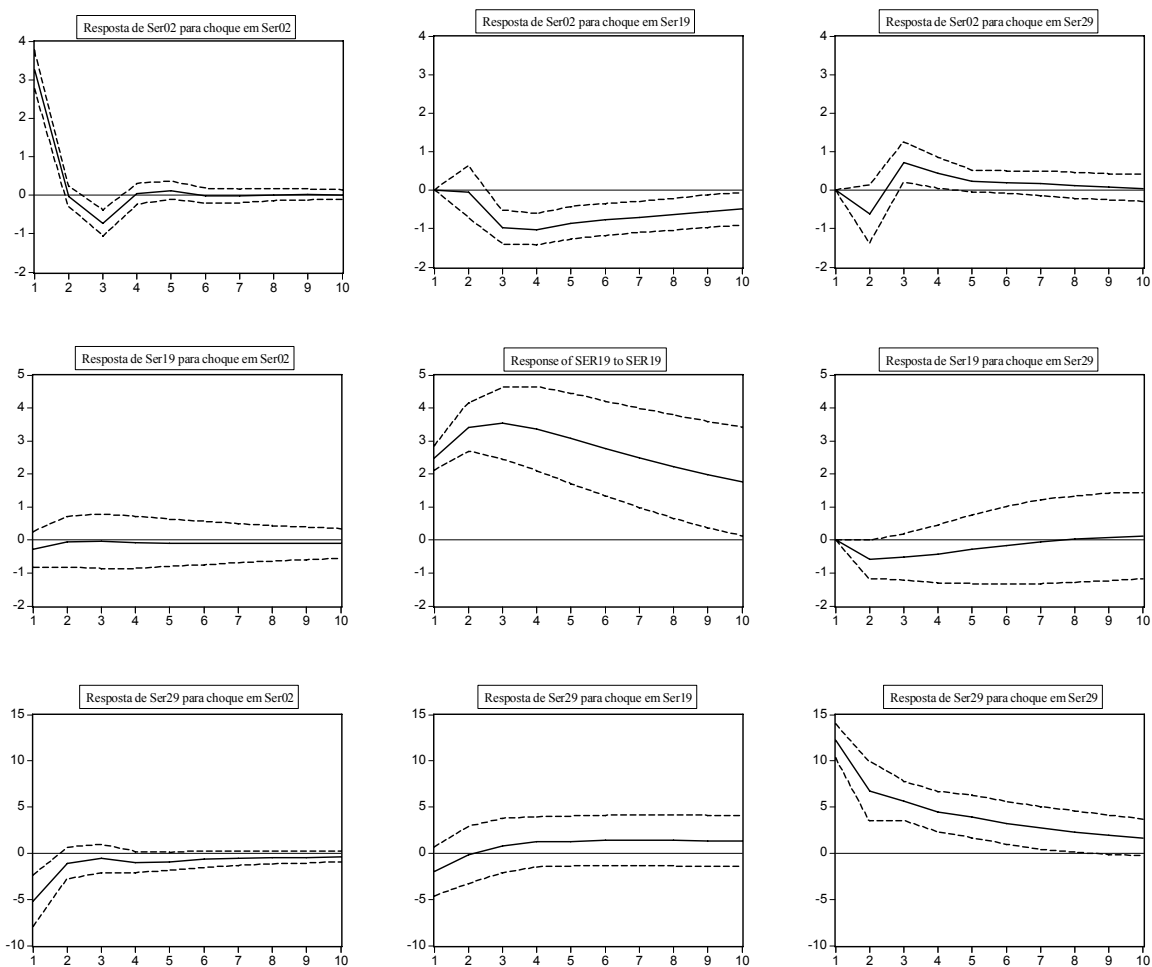


Figura 5.21 – Matriz da função resposta a impulso na regressão VAR do sistema 5.45



No Capítulo seguinte elabora-se uma síntese dos resultados aqui apresentados face às hipóteses descritas no Capítulo dois.

6 CONCLUSÕES, COMENTÁRIOS E RECOMENDAÇÕES

Neste capítulo é elaborada uma síntese dos resultados obtidos com os modelos testados no capítulo anterior. Em seguida, procura-se concluir a respeito da rejeição ou não das hipóteses propostas no capítulo dois. Ao final, são sugeridas novas investigações com base nas limitações e idéias levantadas no desenvolvimento desta pesquisa.

6.1 Síntese dos resultados

A Tabela 6.1 apresenta um resumo sintético dos principais resultados obtidos nas regressões da variável de vendas (Ser02). São listados os modelos, o coeficiente R^2 , a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), os critérios de Akaike e Schwarz, a estatística d de Durbin-Watson, a probabilidade de normalidade dos resíduos (JB) e os coeficientes das variáveis quantitativas de renda, juros, prazo e alavancagem. Foi incluído um sinal comparativo R, com base nos gráficos dos resíduos dos modelos.

Tabela 6.1 - Resultados para equações de Ser02

Modelo	R^2 (%)	SQR	Akaike	Schwarz	DW	JB (%)	R	Ser05	Ser19	Ser22	Ser29
5.34	92	1518	5,8	6,0	2,22	92	+	0,60			0,07
5.35	95	1032	5,4	5,7	2,71	68	+	0,21	-0,14	0,18	
5.36	94	1195	5,6	5,8	2,42	80	+		-0,28		0,03
5.37	92	1590			2,18			0,70			0,08
5.42	94	1208			2,59	79	-		-0,21	0,14	
5.43	91	1686	5,9	6,1	1,83	78	+	0,65			0,079
5.44	92	1324	5,7	5,8	2,0	58	+	0,52		0,24	
5.45	96	819	5,3	5,5		52	-				0,08(-2)

Os coeficientes incluídos na tabela são todos significativos. No caso do modelo Var (5.45) o coeficiente corresponde à variável Ser29 defasada em dois períodos.

Do ponto de vista da aderência dos resultados aos dados, percebe-se uma melhoria da adequação dos modelos com a inclusão de variáveis defasadas e processos auto-regressivos. Esse resultado reforça o fato de que esses modelos são apropriados para a realização de previsões com séries univariadas e multivariadas. Realizado com parcimônia, a inclusão

dessas variáveis pode ajudar a corrigir a ausência de variáveis não consideradas no modelo e melhorar a estimativa dos coeficientes das variáveis explicativas exógenas incluídas. Assim, esses modelos também se mostram úteis para analisar as relações entre variáveis exógenas.

Por outro lado, os resultados da Tabela 6.1 não permitem afirmar que os modelos autorregressivos apresentaram maior poder de explicação da variável de vendas que os demais modelos. Na realidade, uma conclusão desses resultados é que modelos aparentemente mais simples não são necessariamente menos capazes de explicar o comportamento das vendas no varejo.

Analisando os coeficientes das variáveis quantitativas da Tabela 6.1, percebe-se que há uma coerência de sinais entre os modelos. Em todas as especificações finais, a renda está positivamente relacionada às vendas. Excluído o Modelo 5.35, que notadamente apresenta relevante correlação serial, provavelmente pela colinearidade entre os juros e o prazo, a faixa de variação do coeficiente da variável renda apresenta-se no intervalo 0,52 – 0,70, com um valor médio de aproximadamente 0,6. Isso significa que uma variação de um ponto no índice da renda resulta em 0,6 pontos de variação das vendas no varejo. Esse valor fica próximo dos λ determinados pelos estudos macroeconômicos realizados recentemente para o consumo agregado no Brasil e apresentados na Tabela 3.1.

Para a taxa de juros, os coeficientes variam de -0,28 a -0,14, com uma média de - 0,21, ou seja, para cada ponto de aumento nas taxas de juros estima-se uma redução de 0,21 pontos nas vendas de varejo. Interessante observar que a renda apresenta um peso relativo maior nas vendas do que os juros. O fato dessas duas variáveis não se apresentarem válidas numa mesma equação, enfraquece um pouco esse resultado. A função de resposta do VAR contribui um pouco para essa análise ao mostrar que um choque de aproximadamente 2,5 nos juros (Erro padrão da equação VAR de Ser19) provoca uma queda de aproximadamente -1 em vendas, por volta de cinco períodos posteriores.

O prazo de pagamento tem seu coeficiente variando entre 0,14 e 0,24, com um valor médio de 0,19, estimando um aumento de 0,19 pontos nas vendas do varejo para cada ponto de aumento dos prazos de pagamento ao consumidor.

A alavancagem ou endividamento do consumidor apresenta coeficientes estimados entre 0,03 e 0,08, com média de aproximadamente 0,07. Esses coeficientes mostram que a capacidade de alavancar sobre seu salário, faz com que o consumidor realmente vá às compras. O peso relativo dessa influência é, talvez, menor do que o senso comum indica. Por outro lado, esse resultado, relativamente menos influente, vem de encontro a um modelo de consumidor que, eventualmente e na medida do possível, procura evitar o acúmulo de dívidas acima de um determinado percentual da sua renda ou, conforme vários estudos marcoeconomicos sobre o consumo sinalizam, sofrem algum tipo de restrição (ou miopia) ao crédito.

Apesar de não estar presente na Tabela 6.1, a influência do período de Natal ficou evidenciada de maneira marcante, relativamente a todos os demais coeficientes. Apesar de os demais coeficientes das variáveis dicotômicas de sazonalidade serem significativos na maioria dos modelos analisados, a força relativa do mês de Natal ainda suplanta todos os demais trimestres. Inicialmente, foi incluída uma variável dicotômica de sazonalidade para outros meses muito importantes para varejo, como o mês de maio. Mas essa variável foi descartada em testes preliminares por não se apresentar estatisticamente significativa na presença das demais variáveis de sazonalidade. Uma possível explicação seria de cunho estatístico, já que o aumento de variáveis dicotômicas, juntamente com variáveis em índices, aumenta a probabilidade de ocorrência de colinearidade. O fato de ser o Natal *grosso modo* um mês de compras e maio ser, na realidade, o dia das mães, poderia ser outra eventual explicação.

6.2 Testando as hipóteses propostas

Foram propostas as seguintes hipóteses:

Pergunta: Existe uma relação de longo prazo entre o consumo e a renda?

Hipótese 2.1: A renda e o consumo mantêm uma relação de longo prazo

Os testes de cointegração rejeitaram a hipótese nula de não haver cointegração. Cinco dos modelos testados e apresentados na Tabela 6.1, rejeitaram a hipótese nula de que o coeficiente de variável renda seja zero. Podemos concluir que a renda e o consumo mantêm uma relação de longo prazo.

Pergunta: Qual a inércia das vendas em relação às condições de crédito?

Hipótese 2.2: O impacto da inovação das condições de crédito é lento nas vendas do varejo. Os modelos estudados permitiram avaliar as contribuições marginais de cada variável estudada em relação às vendas do varejo. A técnica VAR permite simular a reação a um choque ou impulso provocado. Neste trabalho foi possível comparar três variáveis, sendo duas relativas a condições de crédito: Taxa de juros e alavancagem, e a outra, vendas. As Figuras 5.20 e 5.21 apresentam uma simulação de dois anos (24 meses) de reação a um único pulso. A Figura 5.20 a mostra a reação das vendas quando afetada no período inicial zero por um pulso de, na escala das figuras, 2,5 nas taxas de juros e 12 na alavancagem. Percebe-se, para a alavancagem, uma reação seqüencial aproximadamente igual a -0,5, +1,0 e +0,5, para os períodos 1, 2 e 3, respectivamente e, na seqüência esse valer é amortecido durante aproximadamente um ano. Com o pulso da taxa de juros, as vendas seguem em queda contínua e acentuadamente até o quinto período, quando o comportamento das vendas inicia seu retorno para o nível zero, mas tende a estabilizar-se num nível inferior ao que estava antes do choque, apresentando um aparente efeito de histerese. Dessa análise, por meio da regressão VAR e da Função de resposta a impulso evidencia-se que as vendas respondem de maneira mais acentuada aos choques positivos de alancagem, apesar de um primeiro instante negativo, e negativo de taxa de juros, num período de aproximadamente 5 meses, sendo que o efeito choque das taxas de juros tende a estabilizar com uma perda em relação a situação original.

Pergunta: Quais os impactos sazonais nas vendas de varejo?

Hipótese 2.3: As vendas de varejo flutuam com tendência declinante nos primeiros três trimestres do ano e se expandem no último.

Os coeficientes das variáveis dicotômicas para os trimestres 1, 2 e 3, apresentaram, sistematicamente e na maioria dos modelos testados, valores significativos e negativos. Portanto, suas contribuições reduzem os valores de vendas em relação ao último trimestre do ano, cujo valor foi adicionado ao intercepto na estratégia de especificação utilizada. Logo, rejeita-se a hipótese nula de serem estatisticamente iguais a zero. De maneira semelhante e com mais intensidade, o coeficiente do mês de Natal é significativo e com sinal positivo, ou seja, soma em relação ao intercepto e a hipótese nula desse coeficiente ser igual a zero também é rejeitada, validando a Hipótese 2.3.

Pergunta: Qual a elasticidade das vendas de varejo em relação aos juros?

Hipótese 2.4: O consumidor é pouco sensível às alterações da taxa de juros. O importante é acomodar as despesas no orçamento (senso comum)

Conforme apresentado no item 6.1, essa hipótese foi testada por meio da relação entre as vendas e as taxas de juros. Os valores estimados para essa relação apresentaram média de 0,21, com máximo de 0,28 e mínimo de 0,14. Apesar de ser um valor relativamente menor do que o estimado para a renda, não se pode dizer que esse valor seja irrelevante. Seu coeficiente resultou significativo em três modelos, o que apóia a hipótese de que o consumidor é sensível aos juros. Neste caso, pode também ter concorrido para um viés de baixa, a presença de colinearidade com a variável de prazo. Quando presente e significativa juntamente com a variável de renda, apresentou importância semelhante se forem comparados seus coeficientes. A rigor, falha-se em rejeitar a hipótese 2.4.

Pergunta: Qual a elasticidade das vendas de varejo em relação às condições de crédito: taxas e prazos?

Hipótese 2.5: As condições de crédito são mais relevantes para explicar a evolução do consumo do que a renda.

Os resultados indicam que, tanto o prazo quanto a possibilidade de alavancagem são estatisticamente significativos e positivos em relação às vendas do varejo. O prazo apresenta-se sensivelmente mais relevante com coeficientes estimados muito próximos aos das taxas de juros. Esses resultados parecem validar a idéia de que o consumidor percebe os movimentos dos prazos e da relação da sua renda com sua dívida. Ou seja, ele age racionalmente, mas limitado a determinadas condições de contorno que podem ser restrições de crédito, demanda reprimida e uma taxa de tempo de preferência relativamente elevada, pois, apesar da queda paulatina das taxas de juros em relevante parte do período estudado (Figura 5.3), seus valores ainda se encontram relativamente elevados.

Os resultados mostram que a renda tem maior relevância para explicar as vendas do que as condições de crédito. A dificuldade em manter essa afirmação reside no fato de essas variáveis não resultarem numa regressão significativa quando incluídas em conjunto. Mesmo na técnica VAR, não houve possibilidade de um bom resultado conjunto com as variáveis renda, juro, prazo e endividamento. Junto com os juros, no Modelo 5.35, o coeficiente da renda foi consideravelmente afetado.

6.3 Recomendações

Um dos grandes desafios ao se trabalhar com séries de tempo está na obtenção de séries longas de dados com boa qualidade. O período pós-Real e a evolução de qualidade das bases de dados brasileiras devem possibilitar cada vez mais o desenvolvimento de análises como esta.

Durante este estudo abriram-se caminhos muito interessantes que podem trazer uma considerável contribuição para o estudo do mercado de consumo em geral. Em especial e de imediato, sugere-se utilizar a mesma linha deste trabalho para desenvolver estudos semelhantes com dados menos agregados, uma vez que ainda somos carentes de séries com micro-dados no Brasil. Isso possibilitaria uma interessante comparação entre os coeficientes dos diferentes setores.

Outro aspecto é o aprofundamento dos estudos de modelos de previsão de vendas com base em séries mistas com elementos auto-regressivos e variáveis explicativas exógenas.

Uma limitação sensível deste trabalho é período utilizado. A ampliação criteriosa desse período com dados anteriores pode ser um trabalho que valha a pena por possibilitar períodos de extremos no mercado brasileiro.

Uma outra sugestão, relacionada a uma limitação deste trabalho, seria a inclusão de variáveis demográficas, como população e seu crescimento, índices de preços, entre outros.

A utilização mais intensa do VAR e das funções de reação a impulso podem propiciar material muito rico para se discutir a dinâmica econômica em diferentes setores do varejo, a partir de uma base de referência para a comparação desse tipo de resultado.

REFERÊNCIAS

ALEXANDER, Nicholas; LIRA E SILVA, Marcelo de. *Emerging markets and the internationalization of retailing: the Brazilian experience*. **International Journal of Retail & Distribution**. Bradford: v. 30, n. 6/7, p. 300, 2002.

ALTONJI, Joseph G.; SIOW, Aloysius. *Testing the response of consumption to income changes with (noisy) panel data*. **The Quarterly Journal of Economics**. MIT Press Journals, Cambridge-MA, USA: v. 102, n. 2, p. 293-328, May 1987.

ALTUG, Sumru; MILLER, Robert A. *Household choices in equilibrium*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 58, n. 3, p. 543-570, May 1990.

ANDO, Albert; MODIGLIANI, Franco. *The life cycle hypothesis of savings: aggregate implications and tests*. **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 53, n. 1, Part 1, p. 55-84, Mar. 1963.

_____; _____. *The life cycle hypothesis of savings: a correction*. **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 54, n. 2, Part 1, p. 111-113, Mar. 1964.

ANTZOULATOS, Angelo A. *On the excess sensitivity of consumption to information about income*. **Journal of Macroeconomics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 19, n. 3, p. 539-553, summer 1997.

ARAÚJO, Fabio; ISSLER, João V. Identificação do fator estocástico de descontos e algumas implicações sobre testes de modelos de consumo. **Trabalhos para Discussão**. Banco Central do Brasil. Brasília: n. 86, p.1-62, Maio. 2004.

ATTANASIO, Orazio P. *The intertemporal allocation of consumption: theory and evidence*. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. North-Holland: v. 42, p. 39-89, 1995.

ATTANASIO, Orazio P.; BROWNING, Martin. *Consumption over the life cycle and over the business cycle*. **American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 85, n. 5, p. 1118-1137, Dec. 1995.

ATTANASIO, Orazio P.; WEBER, Guglielmo. *Consumption growth, the interest rate and aggregation*. **The Review of Economic Studies**. The Review of Economic Studies Ltd, University of Oxford, Institute of Economics and Statistics, Oxford, UK: v. 60, n. 3, p. 631-649, Jul. 1993.

_____; _____. *substitution, risk aversion and the Euler equation for consumption*. **The Economic Journal**. Royal Economic Society, Blackwell Publishing Ltd, Oxford, UK: Supplement: Conference Papers, v. 99, n. 395, p. 59-73, 1989.

_____; _____. *Is consumption growth consistent with intertemporal optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey*. **Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 103, n. 6, p. 1121-1157, Dec. 1995.

ATTFIELD, Clifford L. T.; DEMERY, David; DUCK, Nigel W. *Partial adjustments and the permanent income hypothesis*. **European Economic Review**. North-Holland: v. 36, p. 1205-1222, 1992.

BACCHETTA, Philippe; GERLACH, Stefan. *Consumption and credit constraints: international evidence*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 40, p. 207-238, 1997.

BACHA, Edmar. L.; BONELLI, Regis. *Uma interpretação das causas da desaceleração econômica do Brasil*. **Revista de Economia Política**. Centro de Economia Política, Editora 34, São Paulo – SP: v. 25, n. 3(99), p. 163-189, Jul.-Set. 2005.

BAER, Werner; RANGEL, Gustavo B. *Foreign investment in the age of globalization: the case of Brazil*. **Latin American Business Review**. Haworth Press Inc, Binghamton - NY, USA: v. 2 (1/2), p. 83-99, 2001.

BARSKY, Robert B.; MANKIW, N. Gregory; ZELDES, Stephen P. *Ricardian consumers with Keynesian propensities*. **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 76, n. 4, p. 676-691, Sept. 1986.

BAUMANN, R. *Mercosul: origens, ganhos e desencontros e perspectivas*. In: BAUMANN, R. (Ed.). **Mercosur**. Abanicos e desafios da integração. Brasília: IPEA, CEPAL, 2001.

BEAN, Charles R. *The estimation of surprise models and the surprise consumption function*. **The Review of Economic Studies**. The Review of Economic Studies Ltd, University of Oxford, Institute of Economics and Statistics, Oxford, UK: Econometrics Special Issue, v. 53, n. 4, p. 497-516, Aug. 1986.

BENCZÚR, Péter; SIMON, András; VÁRPALOTAI, Viktor. *Social costs of consumer impatience in Hungary*. **Journal of Policy Modeling**. Society of Policy Modeling, Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 28, p. 921-930, 2006.

BERNANKE, Ben S. *Permanent income, liquidity, and expenditure on automobiles: evidence from panel data*. **The Quarterly Journal of Economics**. MIT Press Journals, Cambridge-MA, USA: v. 99, n. 3, p. 35-83, Aug. 1984.

BERNHEIM, B. Douglas; SHLEIFER, Andrei; SUMMERS, Lawrence H. The strategic bequest motive. **Journal of Labor Economics**. Society of Labour Economics, National Opinion Research Center, The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 4, n. 3. Part 2: The Family and the Distribution of Economic Rewards, p. S151-S182, Jul. 1986.

BEVERIDGE, Stephen; NELSON, Charles R. *A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the Business cycle*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BINDER, Michael; PESARAN, M. Hashem. *Life-cycle consumption under social interactions*. **Journal of Economic Dynamics & Control**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 25, p. 35-83, 2001.

BLINDER, Alan S. *Distribution effects and the aggregate consumption function*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 83, n. 3, p. 447-475, Jun. 1975.

_____. *Temporary income taxes and consumer spending*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 89, n. 1, p. 26-53, Feb. 1981.

BLINDER, Alan S.; DEATON, Angus; HALL, Robert E.; HUBBARD, R. Glenn. *The time series consumption function revisited*. **Brookings Papers on Economic Activity**. The Brookings Institution, Washington – DC, USA: v. 1985, n. 2, p. 465-521, 1985.

BLUNDELL, Richard; BROWNING, Martin; MEGHIR, Costas. *Consumer demand and the life-cycle allocation of household expenditures*. **The Review of Economic Studies**. The Review of Economic Studies Ltd, University of Oxford, Institute of Economics and Statistics, Oxford, UK: v. 61, n. 1, p. 57-80, Jan. 1994.

BOWMAN, David; MINEHART, Deborah; RABIN, Matthew. *Loss aversion in a consumption-savings model*. **Journal of Economic Behavior & Organization**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 38, p. 155-178, 1999.

BROWNING, Martin; LUSARDI, Annamaria. *Households savings: micro theories and micro facts*. **Journal of Economic Literature**. American Economic Association, Nashville – TN, USA: v. 34, n. 4, p. 1797-1855, Dec. 1996.

BUGARIN, Mirta N. S.; ELLERY JR, Roberto de G. *Liquidity constraints and the behavior of aggregate consumption over the Brazilian business cycle*. **Department of Economics Working Papers**. WP 247, University of Brasilia, Brasilia: Sep. 2002.

BULLARD, James; FEIGENBAUM, James. *A leisure reading of the life-cycle consumption data*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 54, p. 2305-2320, 2007.

CAMPBELL, John Y. *Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 55, n. 6, p. 1249-1273, Nov. 1987.

CAMPBELL, John; DEATON, Angus. *Why is consumption so smooth?* **The Review of Economic Studies**. The Review of Economic Studies Ltd, University of Oxford, Institute of Economics and Statistics, Oxford, UK: v. 56, n. 3, p. 357-373, Jul. 1989.

CAMPBELL, John Y.; MANKIW, N. Gregory. *Consumption, income, and interest rates; reinterpreting the time series evidence*. **NBER Macroeconomics Annual**. National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 4, p. 185-216, 1989.

_____. *Permanent income, current income, and consumption*. **Journal of Business & Economic Statistics**. American Statistical Association, Alexandria – VA, USA: v. 8, n. 3, p. 265-279, Jul. 1990.

CARGILL, Thomas F.; PARKER, Elliott. *Price deflation and consumption: central bank policy and Japan's economic and financial stagnation*. **Journal of Asian Economics**. American Committee on Asian Economic Studies, Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 15, p. 493-506, 2004.

CARROLL, Christopher D.; KIMBALL, Miles S. *On the concavity of the consumption function*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 64, n. 4, p. 981-992, Jul. 1996.

CAVALCANTI, Carlos B. *Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for Brazil*. **Brazilian Review of Econometrics**. Sociedade Brasileira de Econometria, Rio de Janeiro – RJ, Brasil: v. 13, n. 2, p. 203-229, 1993.

CHAMBERLAIN, Gary; WILSON, Charles A. *Optimal intertemporal consumption under uncertainty*. **Review of Economic Dynamics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 3, p. 365-395, 2000.

CHEN, Jie. *Re-evaluating the association between housing wealth and aggregate consumption: new evidence from Sweden*. **Journal of Housing Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 15, p. 321-348, 2006.

CHRISTIANO, Lawrence J. *Is consumption insufficiently sensitive to innovations in income?* **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v.

77, n. 2, Papers and Proceedings of the ninety-ninth annual meeting of the American Economic Association, p. 337-341, May. 1987.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; MARSHALL, David. *The permanent income hypothesis revisited*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 59, n. 2, p. 397-423, Mar. 1991.

COCHRANE, John H. *Permanent and transitory components of GNP and stock prices*. **Quarterly Journal of Economics**. MIT Press Journals, Cambridge-MA, USA: p. 241-265, 1994.

CYSNE, Rubens P.; MALDONADO, Wilfredo L.; MONTEIRO, Paulo K.. *Inflation and income inequality: a shopping-time approach*. **Journal of Development Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 78, p. 516-528, 2005.

DAVIDSON, James E.H.; HENDRY, David F.; SRBA Frank; YEO, Stephen. *Econometric modeling and the aggregate time-series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom*. **The Economic Journal**. Royal Economic Society, Blackwell Publishing Ltd, Oxford, UK: v. 88, n. 352, p. 661-692, Dec. 1978.

DEJUAN, Joseph P.; SEATER, John J.; WIRJANTO, Tony S. *Testing the permanent-income hypothesis: new evidence from West German states*. **Empirical Economics**. Phisica Verlag, Springer-Verlag, GmbH: v. 31, p. 613-629, 2006.

_____; _____. *A direct test of the permanent income hypothesis with an application to the U.S. States*. **Journal of Money, Credit and Banking**. Ohio State University Press, Columbus – OH, USA: v. 36, n. 6, p. 1091-1103, Dec. 2004.

DEMERY, David; DUCK, Nigel W. *The theory of rational expectations and the interpretation of macroeconomics*. **Journal of Macroeconomics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 87, n. 2, p. 442-444, May. 1997.

DIMAND, Robert W. *Irving Fisher and modern macroeconomics*. **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 87, n. 2, p.442-444, May. 1997.

DONKERS, Bas; VAN SOEST, Arthur. *Subjective measures of household preferences and financial decisions*. **Journal of Economic Psychology**. Elsevier Ltd, Oxford, UK: v. 20, p. 613-642, 1999.

DYNAN, Karen E. *How prudent are consumers?* **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 101, n. 6, p. 1104-1113, Dec. 1993.

EASAW, Joshy Z.; GARRATT, Dean; HERAVI, Saeed M. *Does consumer sentiment accurately forecast UK household consumption? Are there any comparisons to be made with*

US? **Journal of Macroeconomics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 27, p. 517-532, 2005.

EASAW, Joshy Z.; HERAVI, Saeed M. *Evaluating consumer sentiments as predictors of UK household consumption behavior. Are they accurate and useful?* **International Journal of Forecasting**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 20, p. 671-681, 2004.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 2. ed. Wiley series in probability and statistics. USA: John Wiley & Sons Inc, 2004.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 55, p. 251-275, 1987.

ERCEG, Christopher; LEVIN, Andrew. *Optimal monetary policy with durable consumption goods*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 53, p. 1341-1359, 2006.

FEIGENBAUM, James. *Second-, third-, and higher-order consumption functions: a precautionary tale*. **Journal of Economic Dynamics & Control**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 29, p. 1385-1425, 2005.

FERRARI-FILHO, F.; DE PAULA, L. F. *The legacy of the real plan and an alternative agenda for the Brazilian economy*. **Investigación Económica**. [S.1]: v. 63, n. 244, p. 57-92, 2003.

FILER, Larry; FISHER, Jonathan D. *Do liquidity constraints generate excess sensitivity on consumption? New evidence from a sample of post-bankruptcy households*. **Journal of Macroeconomics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 29, p. 790-805, 2007.

FLAVIN, Marjorie A. *The adjustment of consumption to changing expectations about future income*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 89, n. 5, p. 974-1009, Oct. 1981.

_____. *The excess smoothness of consumption: identification and interpretation*. **The Review of Economic Studies**. The Review of Economic Studies Ltd, University of Oxford, Institute of Economics and Statistics, Oxford, UK: v. 60, n. 3 p. 651-666, Jul. 1993.

FRIEDMAN, Milton; BECKER, Gary S. *A statistical illusion in judging Keynesian models*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 65, n. 1, p. 64-75, Feb. 1957.

GIAMBIASI, F., Estabilização, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIASI, F. *et al.* (Org.). **Economia brasileira contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2005. p.166-195.

GIORDANO, Raffaella; MOMIGLIANO, Sandro; NERI, Stefano; PEROTTI, Roberto. *The effects of fiscal policy in Italy: evidence from a VAR model*. **European Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 23, p. 707-733, 2007.

GOMES, Fábio A. R. *Consumo no Brasil: comportamento otimizador, restrição de crédito ou miopia?* **IBMEC Working Paper**, WPE – 45, São Paulo, 2007.

_____. Consumo no Brasil: teoria da renda permanente, formação de hábito e restrição à liquidez. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: v. 58, p. 381-402, Jul./Set. 2004.

GOMES, Fábio A. R.; ISSLER, João V.; SALVATO, Márcio A. Principais características do consumo de duráveis e testes de separabilidade entre duráveis e não-duráveis. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: v. 53, n. 1, p. 33-60, Jan./Mar. 2005.

GOMES, Fábio A. R.; PAZ, Lourenço S. Especificações para a função consumo: testes para países da América do Sul. **Pesquisa e Planejamento Econômica**. Instituto de Pesquisa Economica Aplicada – IPEA, Rio de Janeiro – RJ, Brasil: v. 34, p. 39-55, 2004.

GRAHAM, Liam. *Unemployment and the smoothness of consumption in business cycle models*. **Economic Letters**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 79, p. 263-267, 2003,

GRANGER, Clive; NEWBOLD, Paul. *Spurious regressions in econometrics*. **Journal of Econometrics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: n. 2, p. 111-120, 1974.

GREENE, William H. *Econometric analysis*. 5. ed. New Jersey-USA: Prentice Hall, 2003.

GUJARATI, Damodar. *Econometria básica*. 4. ed. Rio de Janeiro-Brasil: Elsevier Editora Ltda, 2006.

GYLFASON, Thorvaldur. *Interest rates, inflation, and the aggregate consumption function*. **The Review of Economics and Statistics**. The MIT Press, Cambridge – MA, USA: v. 63, n. 2, p. 233-245, May. 1981.

HAHM, Joon-Ho. *Consumption adjustment to real interest rates: intertemporal substitution revisited*. **Journal of Economic Dynamics and Control**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 22, p. 293-320, 1998.

HALIASSOS, Michael; CHRISTOU, Costas. *Consumption smoothing and financial integration in the European Union*. **The Manchester School**. The Victoria University of Manchester, Blackwell Publishing Ltd, Oxford, UK: v. 68, n. 6, p. 637-658, Dec. 2000.

HALL, Robert E. *Intertemporal substitution in consumption*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 96, n. 2, p. 339-357, Apr. 1988.

_____. *Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 86, n. 6, p. 971-997, Dec. 1978.

HALL, Robert E.; MISHKIN, Frederic S. *The sensitivity of consumption to transitory income: estimates from panel data on households*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 50, n. 2, p. 461-481, Mar. 1982.

HALL, Robert E.; PAPELL, David H. **Macroeconomics**. *Economic growth, fluctuations, and policy*. 6th ed. USA: W.W. Norton & Company Ltd, ISE, 2005.

HAMBURGER, Michael J. *Interest rates and the demand for consumer durable goods*. **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 57, n. 5, p. 1131-1153, Dec. 1967.

HAMILTON, James D. *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 57, n. 2, p. 357-384, Mar. 1989.

HAYASHI, Fumio. *The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 90, n. 5, p. 895-916, Oct. 1982.

IWAISAKO, Tokuo. *Consumption and recessions: Japan in the 1990s and US during the great depression*. **Working paper, Institute of Policy and Planning Sciences**. University of Tsukuba and Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Japan, 2000.

IKEDA, Shinsuke. *Luxury and wealth*. **International Economic Review**. Department of Economics, University of Pennsylvania; Institute of Social and Economic Research, Osaka University. Blackwell Publishing Ltd, Oxford, UK: v. 47, n. 2, p. 495-526, May. 2006.

IPEADATA. Séries compiladas pelo **Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 14 de novembro de 2007.

ISSLER, João V.; PIQUEIRA, Natalia S. Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal, e a substitubilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função. **Ensaio Econômicos da EPGE**. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro – RJ, Brasil: n. 424, 2001.

ISSLER, João V.; ROCHA, Fernando de P. Consumo, restrição à liquidez e bem-estar no Brasil. **Economia Aplicada**. Departamento de Economia da FEA-RP, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto – SP, Brasil: v. 4, n. 4, p. 637-665, 2000.

JAPPELLI, Tullio; PISTAFERRI, Luigi. *Using subjective income expectations to test for excess sensitivity of consumption to predicted income growth*. **European Economic Review**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 44, p. 337-358, 2000.

KALWIJ, Adriaan S. *Consumption and income around the time of births*. **Review of Economics of the Household**. Springer US, Heidelberg, Germany: v. 3, p. 75-89, 2005.

KIM, Kunhong; HALL Viv B.; BUCKLE, Robert A. *Consumption-smoothing in a small, cyclically volatile open economy: evidence from New Zealand*. **Journal of International Money and Finance**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 25, p. 1277-1295, 2006.

LIU, Zheng, *Seasonal cycles, business cycles, and monetary policy*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 46, p. 441-464, 2000.

LUCAS, Robert E. Jr. *Econometric policy evaluation: a critique*. In BRUNNER, Karl; MELTZER, Allan H. (Ed) *The Phillips Curve and Labor Markets*. **The Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. American Elsevier, 1976.

LUENGO-PRADO, Maria J. *Durables, nondurables, down payments and consumption excesses*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 53, p.1509-1539, 2006.

LUO, Yulei. *Consumption dynamics under information processing constraints*. **Review of Economic Dynamics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: Article in press, doi: 10.1016/j.red.2007.07.003, 2007.

MADSEN, Jakob B.; McALEER, Michael. *Consumption, liquidity constraints, uncertainty and temptation: an international comparison*. **Journal of Economic Psychology**. Elsevier Ltd, Oxford, UK: v. 22, p. 61-89, 2001.

MANKIW, N. Gregory; ROTEMBERG, Julio J.; SUMMERS, Lawrence H. *Intertemporal substitution in macroeconomics*. **The Quarterly Journal of Economics**. MIT Press Journals, Cambridge-MA, USA: v. 100, n. 1, p. 225-251, Feb. 1985.

McKIERNAM, Barbara. *Consumption and the credit market*. **Economic Letters**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 51, p. 83-88, 1996.

MEGHIR, Costas. *A retrospective on Friedman's theory of permanent income*. **The Economic Journal**. Royal Economic Society, Blackwell Publishing Ltd, Oxford, UK: v. 114, F293-F306, Jun. 2004.

MIRON, Jeffrey A. *Seasonal fluctuations and the life cycle-permanent income model of consumption*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 94, n. 6, p. 1258-1279, Dec. 1986.

MORLEY, James C. *The slow adjustment of aggregate consumption to permanent income*. **Journal of Money, Credit and Banking**. Ohio State University Press, Columbus – OH, USA: v. 39, n. 2-3, Mar./Apr. 2007.

MUELLBAUER, John. *Surprises in the consumption function*. **The Economic Journal**. Royal Economic Society, Blackwell Publishing Ltd, Oxford, UK: Supplement: Conference Papers, v. 93, p. 34-50, 1983.

MUKHERJEE, Chandan; WHITE, Howard; WUYTS, Marc. *Econometrics and data analysis for developing countries*. Routledge, London: 1998. p. 335-365.

NELSON, Charles R. *A reappraisal of recent tests of permanent income hypothesis*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 95, n. 3, p. 641-646, Jun. 1987.

NELSON, Edward. *Direct effects of base money on aggregate demand: theory and evidence*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 49, p. 687-708, 2002.

O’CASS, Aron. *An assessment of consumers product, purchase decision, advertising and consumption involvement in fashion clothing*. **Journal of Economic Psychology**. Elsevier Ltd, Oxford, UK: v. 21, p. 545-576, 2000.

OGAKI, Masao; REINHART, Carmen M. *Intertemporal and durable goods: long-run data*. **Economic Letters**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 61, p. 85-90, 1998.

OGAWA, Kazuo; WAN, Junmin. *Household debt and consumption: a quantitative analysis based on micro data for Japan*. **Journal of Housing Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 16, p. 127-142, 2007.

OTSU, Keisuke. *A neoclassical analysis of the Korean crisis*. **Review of Economic Dynamics**. Article in press, doi: 10.1016/j.red.2007.08.002. Disponível em: <www.sciencedirect.com>. Acesso em 2007.

PADULA, Mario. *Consumer durables and the marginal propensity to consume out of permanent income shocks*. **Research in Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 58, p. 319-341, 2004.

PAIELLA, Monica. *Does wealth affect consumption? Evidence from Italy*. **Journal of Macroeconomics**. Elsevier B.V.-Amsterdam, The Netherlands: v. 29, p. 189-205, 2007.

PATTERSON, Kerry. *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. London: Macmillan Press LTD, Great Britain, 2000.

PAZ, Lourenço S. *Consumption in Brazil: myopia or liquidity constraints? A simple test using quarterly data*. **Applied Economics Letters**. Routledge: v. 13, p. 961-964, 2006.

PEROZEK, Maria. *A reexamination of the strategic bequest motive*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 106, n. 2, p. 423-445, Apr. 1998.

PESARAM, M. Hashem, *Aggregation of linear dynamic models: an application to life-cycle consumption models under habit formation*. **Economic Modeling**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 20, p. 383-415, 2003.

PISCHKE, Jörn-Steffen. *Individual, incomplete information, and aggregate consumption*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 63, n. 4, p. 805-840, Jul. 1995.

PISTORESI, Barbara. *Using a VECM to characterize the relative importance of permanent and transitory components of U.S. total disposable income and total consumption*. **Research in Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 51, p. 131-155, 1997.

PSID. Panel Study of Income Dynamics. 2007. Disponível em: <<http://psidonline.isr.umich.edu>>. Acesso em: 16/01/2007.

REIMERS, Hans-Eggert. *Seasonal cointegration analysis of German consumption function*. **Empirical Economics**. Physica Verlag, Springer-Verlag, GmBH: v. 22, p. 205-231, 1997.

REIS, Eustáquio; ISSLER, João V.; BLANCO, Fernando; CARVALHO, Fernando de. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. **Ensaio Econômico da EPGE – FGV**. Rio de Janeiro – RJ, Brasil: n. 338, 1999.

REIS, Ricardo. *Inattentive consumer*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 53, p. 1761-1800, 2006.

SARANTIS, Nicholas; STEWART, Chris. *Liquidity constraints, precautionary savings and aggregate consumption: an international comparison*. **Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 20, p. 1151-1173, 2003.

SARGENT, Thomas J. *Rational expectations, econometric exogeneity, and consumption*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago, USA: v. 86, n. 4, p. 673-700, Aug. 1978.

SARNO, Lucio; TAYLOR, Mark P. *Real interest rates, liquidity constraints and financial deregulation: private consumption behavior in the U.K.* **Journal of Macroeconomics**. Elsevier B.V.-Amsterdam, The Netherlands: v. 20, n. 2, p. 221-242, spring 1998.

SCHOLDERER, Joachim; GRUNERT, Klaus G. *Consumers, food and convenience: the long way from resource constraints to actual consumption patterns*. **Journal of Economic Psychology**. Elsevier Ltd, Oxford, UK: v. 26, p.105-128, 2005.

SCOTT, Andrew. *Optimal consumption when capital markets are imperfect*. **Economic Letters**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: n. 66, p. 65-70, 2000.

SHEA, John. *Instrument relevance in multivariate linear models: a simple measure*. **The Review of Economics and Statistics**. The MIT Press, Cambridge – MA, USA: v. 79, n. 2, p. 348-352, May. 1997.

_____. *Myopia, liquidity constraints, and aggregate consumption: a simple test*. **Journal of Money, Credit and Banking**. Ohio State University Press, Columbus – OH, USA: v. 27, n. 3, p. 798-805, Aug. 1995a.

_____. *Union contracts and the life-cycle permanent-income hypothesis*. **American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 85, n. 1, p. 186-200, Mar. 1995b.

SIMS, Christopher A. *Macroeconomics and reality*. **Econometrica**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.

TEIXEIRA, Humberto C. F.; ISSLER, João V. *Are there restrictions to consumption smoothing in Latin America countries? Differences between OLS and GLS estimation*. **Econometric Society 2004 Latin American Meetings**. The Econometric Society, University of New York, New York, USA: n. 246, 2004.

TREVIÑO, Len J.; MIXON JR, Franklin G. *Strategic factors affecting foreign direct investment decisions by multi-national enterprises in Latin America*. **Journal of World Business**. Elsevier Ltd, Oxford, UK: n. 39, p. 233-243, 2004.

VAHID, Farshid; ISSLER, João V. *The importance of common cyclical features in VAR analysis: a Monte-Carlo study*. Working Paper 2/2001. Australia: Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, Apr. 2001.

VASCONCELLOS, Marco Antonio; GARCIA, Manuel E. 2. ed. **Fundamentos da economia**. São Paulo: Saraiva, 2005.

WACHTER, Jessica A. *A consumption-based model of the term structure of interest rates*. **Journal of Financial Economics**. Simon School of Business, University of Rochester, Rochester – NY, USA: v. 79, p. 365-399, 2006.

WEBER, Christian E. *Intertemporal non-separability and rule of thumb consumption*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 49, p. 293-308, 2002.

WEISSENBERGER, Edgar. *Consumption innovations and income innovations: the case of the United Kingdom and Germany*. **The Review of Economics and Statistics**. The MIT Press, Cambridge – MA, USA: v. 68, n. 1, p. 1-8, Feb. 1986.

WEST, Kenneth D.. *The insensitivity of consumption to news about income*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 21, n. 1, p. 17-33, Jan. 1988.

WHITE, Betsy B. *Empirical tests of the life cycle hypothesis*. **The American Economic Review**. American Economic Association, Nashville-TN, USA: v. 68, n. 4, p. 547-560, Sep. 1978.

ZELDES, Stephen P. *Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation*. **The Journal of Political Economy**. The University of Chicago Press, Chicago – IL, USA: v. 97, n. 2, p. 305-346, Apr. 1989.

ZHANG, Yin; WAN, Guang Hua. *Household consumption and monetary policy in China*. **China Economic Review**. China Economic Review Publishing, Shanghai, PRC: v. 13, p. 27-52, 2002.

ZILIAK, James P. *Does the choice of consumption measure matter? An application to the permanent-income hypothesis*. **Journal of Monetary Economics**. Elsevier B.V., Amsterdam, The Netherlands: v. 41, p. 201-216, 1998.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller

APÊNDICE B – Resultados do teste de co-integração

APÊNDICE C – Base de dados – variáveis quantitativas utilizadas

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller

Os índices referem-se aos itens do trabalho, nos quais os respectivos testes são analisados.

5.1. Testes Dickey-Fuller para Ser02 em nível e primeiras diferenças

a)

ADF Test Statistic	-0.555233	1% Critical Value*	-2.5894
		5% Critical Value	-1.9438
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER02)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER02(-1)	-0.009719	0.017505	-0.555233	0.5802
R-squared	0.003085	Mean dependent var		0.382500
Adjusted R-squared	0.003085	S.D. dependent var		18.17925
S.E. of regression	18.15119	Akaike info criterion		8.646648
Sum squared resid	28663.51	Schwarz criterion		8.674799
Log likelihood	-379.4525	Durbin-Watson stat		2.844728

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

b)

ADF Test Statistic	-6.555788	1% Critical Value*	-3.5055
		5% Critical Value	-2.8943
		10% Critical Value	-2.5840

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER02)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER02(-1)	-0.677841	0.103396	-6.555788	0.0000
C	74.57691	11.42876	6.525373	0.0000

R-squared	0.333221	Mean dependent var	0.382500
Adjusted R-squared	0.325468	S.D. dependent var	18.17925
S.E. of regression	14.93060	Akaike info criterion	8.267167
Sum squared resid	19171.35	Schwarz criterion	8.323470
Log likelihood	-361.7554	F-statistic	42.97836
Durbin-Watson stat	2.072810	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

c)

ADF Test Statistic	-8.472072	1% Critical Value*	-4.0648
		5% Critical Value	-3.4608
		10% Critical Value	-3.1564

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER02)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER02(-1)	-0.918587	0.108425	-8.472072	0.0000
C	87.99671	10.79990	8.147921	0.0000
@TREND(2000:06)	0.290596	0.065705	4.422720	0.0000

R-squared	0.457958	Mean dependent var	0.382500
Adjusted R-squared	0.445204	S.D. dependent var	18.17925
S.E. of regression	13.54075	Akaike info criterion	8.082780
Sum squared resid	15584.91	Schwarz criterion	8.167235
Log likelihood	-352.6423	F-statistic	35.90718
Durbin-Watson stat	1.986272	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

d)

ADF Test Statistic	-14.72595	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER02,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER02(-1))	-1.432273	0.097262	-14.72595	0.0000
R-squared	0.716034	Mean dependent var		0.015402
Adjusted R-squared	0.716034	S.D. dependent var		30.94205
S.E. of regression	16.48854	Akaike info criterion		8.454636
Sum squared resid	23380.98	Schwarz criterion		8.482979
Log likelihood	-366.7766	Durbin-Watson stat		2.316982

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

e)

ADF Test Statistic	-14.64908	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER02,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER02(-1))	-1.432757	0.097805	-14.64908	0.0000
C	0.486401	1.777633	0.273623	0.7850

R-squared	0.716284	Mean dependent var	0.015402
Adjusted R-squared	0.712946	S.D. dependent var	30.94205
S.E. of regression	16.57795	Akaike info criterion	8.476744
Sum squared resid	23360.40	Schwarz criterion	8.533431
Log likelihood	-366.7383	F-statistic	214.5955
Durbin-Watson stat	2.318411	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

f)

ADF Test Statistic	-14.56974	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER02,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER02(-1))	-1.433018	0.098356	-14.56974	0.0000
C	-0.303645	3.667503	-0.082793	0.9342
@TREND(2000:06)	0.017558	0.071172	0.246705	0.8057

R-squared	0.716490	Mean dependent var	0.015402
Adjusted R-squared	0.709739	S.D. dependent var	30.94205
S.E. of regression	16.67029	Akaike info criterion	8.499008
Sum squared resid	23343.49	Schwarz criterion	8.584039
Log likelihood	-366.7068	F-statistic	106.1427
Durbin-Watson stat	2.319760	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

5.2. Testes Dickey-Fuller para Ser05 em nível e primeiras diferenças

a)

ADF Test Statistic	-1.215482	1% Critical Value*	-2.5894
		5% Critical Value	-1.9438
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER05)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER05(-1)	-0.002399	0.001973	-1.215482	0.2275

R-squared	0.003883	Mean dependent var	-0.183068
Adjusted R-squared	0.003883	S.D. dependent var	1.612768
S.E. of regression	1.609634	Akaike info criterion	3.801190
Sum squared resid	225.4103	Schwarz criterion	3.829341
Log likelihood	-166.2523	Durbin-Watson stat	1.687896

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

b)

ADF Test Statistic	-2.340355	1% Critical Value*	-3.5055
		5% Critical Value	-2.8943
		10% Critical Value	-2.5840

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER05)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER05(-1)	-0.068388	0.029221	-2.340355	0.0216
C	5.750404	2.540825	2.263203	0.0261

R-squared	0.059876	Mean dependent var	-0.183068
Adjusted R-squared	0.048944	S.D. dependent var	1.612768
S.E. of regression	1.572806	Akaike info criterion	3.766064
Sum squared resid	212.7397	Schwarz criterion	3.822367
Log likelihood	-163.7068	F-statistic	5.477260
Durbin-Watson stat	1.675099	Prob(F-statistic)	0.021581

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

c)

ADF Test Statistic	-2.041221	1% Critical Value*	-4.0648
		5% Critical Value	-3.4608
		10% Critical Value	-3.1564

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER05)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER05(-1)	-0.082477	0.040406	-2.041221	0.0443
C	7.178846	3.800052	1.889144	0.0623
@TREND(2000:06)	-0.004630	0.009127	-0.507307	0.6133

R-squared	0.062714	Mean dependent var	-0.183068
Adjusted R-squared	0.040660	S.D. dependent var	1.612768
S.E. of regression	1.579641	Akaike info criterion	3.785768
Sum squared resid	212.0975	Schwarz criterion	3.870223
Log likelihood	-163.5738	F-statistic	2.843661
Durbin-Watson stat	1.657079	Prob(F-statistic)	0.063764

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

d)

ADF Test Statistic	-7.838338	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER05,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER05(-1))	-0.833036	0.106277	-7.838338	0.0000
R-squared	0.416710	Mean dependent var		0.001839
Adjusted R-squared	0.416710	S.D. dependent var		2.105869
S.E. of regression	1.608325	Akaike info criterion		3.799691
Sum squared resid	222.4569	Schwarz criterion		3.828034
Log likelihood	-164.2865	Durbin-Watson stat		1.966064

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

e)

ADF Test Statistic	-7.873910	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER05,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER05(-1))	-0.843263	0.107096	-7.873910	0.0000
C	-0.149754	0.173759	-0.861852	0.3912

R-squared	0.421763	Mean dependent var	0.001839
Adjusted R-squared	0.414960	S.D. dependent var	2.105869
S.E. of regression	1.610735	Akaike info criterion	3.813978
Sum squared resid	220.5297	Schwarz criterion	3.870666
Log likelihood	-163.9081	F-statistic	61.99846
Durbin-Watson stat	1.964542	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

f)

ADF Test Statistic	-7.934326	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER05,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER05(-1))	-0.857734	0.108104	-7.934326	0.0000
C	-0.461295	0.359743	-1.282291	0.2033
@TREND(2000:06)	0.006865	0.006941	0.989067	0.3255

R-squared	0.428419	Mean dependent var	0.001839
Adjusted R-squared	0.414810	S.D. dependent var	2.105869
S.E. of regression	1.610941	Akaike info criterion	3.825388
Sum squared resid	217.9910	Schwarz criterion	3.910420
Log likelihood	-163.4044	F-statistic	31.48043
Durbin-Watson stat	1.961374	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

5.3. Testes Dickey-Fuller para Ser19 em nível e primeiras diferenças.

a)

ADF Test Statistic	-1.003782	1% Critical Value*	-2.5894
		5% Critical Value	-1.9438
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER19)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER19(-1)	-0.002942	0.002931	-1.003782	0.3183
R-squared	-0.002303	Mean dependent var		-0.343409
Adjusted R-squared	-0.002303	S.D. dependent var		2.928327
S.E. of regression	2.931696	Akaike info criterion		5.000338
Sum squared resid	747.7514	Schwarz criterion		5.028490
Log likelihood	-219.0149	Durbin-Watson stat		1.342102

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

b)

ADF Test Statistic	0.481354	1% Critical Value*	-3.5055
		5% Critical Value	-2.8943
		10% Critical Value	-2.5840

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER19)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER19(-1)	0.008554	0.017771	0.481354	0.6315
C	-1.242967	1.894928	-0.655944	0.5136

R-squared	0.002687	Mean dependent var	-0.343409
Adjusted R-squared	-0.008910	S.D. dependent var	2.928327
S.E. of regression	2.941343	Akaike info criterion	5.018075
Sum squared resid	744.0290	Schwarz criterion	5.074378
Log likelihood	-218.7953	F-statistic	0.231702
Durbin-Watson stat	1.364433	Prob(F-statistic)	0.631487

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

c)

ADF Test Statistic	-1.515265	1% Critical Value*	-4.0648
		5% Critical Value	-3.4608
		10% Critical Value	-3.1564

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER19)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER19(-1)	-0.033328	0.021995	-1.515265	0.1334
C	5.201170	2.810309	1.850747	0.0677
@TREND(2000:06)	-0.045838	0.015277	-3.000432	0.0035

R-squared	0.098199	Mean dependent var	-0.343409
Adjusted R-squared	0.076980	S.D. dependent var	2.928327
S.E. of regression	2.813358	Akaike info criterion	4.940131
Sum squared resid	672.7736	Schwarz criterion	5.024586
Log likelihood	-214.3658	F-statistic	4.627928
Durbin-Watson stat	1.447385	Prob(F-statistic)	0.012365

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

d)

ADF Test Statistic	-6.550870	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER19,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER19(-1))	-0.665816	0.101638	-6.550870	0.0000
R-squared	0.332870	Mean dependent var		-0.017471
Adjusted R-squared	0.332870	S.D. dependent var		3.421013
S.E. of regression	2.794215	Akaike info criterion		4.904407
Sum squared resid	671.4567	Schwarz criterion		4.932751
Log likelihood	-212.3417	Durbin-Watson stat		2.131727

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

e)

ADF Test Statistic	-6.588267	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER19,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER19(-1))	-0.675399	0.102515	-6.588267	0.0000
C	-0.246020	0.302158	-0.814210	0.4178

R-squared	0.338033	Mean dependent var	-0.017471
Adjusted R-squared	0.330245	S.D. dependent var	3.421013
S.E. of regression	2.799707	Akaike info criterion	4.919626
Sum squared resid	666.2603	Schwarz criterion	4.976314
Log likelihood	-212.0038	F-statistic	43.40526
Durbin-Watson stat	2.125249	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

f)

ADF Test Statistic	-6.934342	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER19,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER19(-1))	-0.728676	0.105082	-6.934342	0.0000
C	0.758087	0.618128	1.226423	0.2235
@TREND(2000:06)	-0.022714	0.012252	-1.853972	0.0673

R-squared	0.364056	Mean dependent var	-0.017471
Adjusted R-squared	0.348914	S.D. dependent var	3.421013
S.E. of regression	2.760412	Akaike info criterion	4.902511
Sum squared resid	640.0692	Schwarz criterion	4.987542
Log likelihood	-210.2592	F-statistic	24.04352
Durbin-Watson stat	2.083879	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

5.4. Testes Dickey-Fuller para Ser22 em nível e primeiras diferenças.

a)

ADF Test Statistic	8.140329	1% Critical Value*	-2.5894
		5% Critical Value	-1.9438
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER22)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER22(-1)	0.012369	0.001520	8.140329	0.0000
R-squared	0.127947	Mean dependent var		1.737159
Adjusted R-squared	0.127947	S.D. dependent var		2.385784
S.E. of regression	2.227935	Akaike info criterion		4.451326
Sum squared resid	431.8415	Schwarz criterion		4.479478
Log likelihood	-194.8583	Durbin-Watson stat		1.295216

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

b)

ADF Test Statistic	4.093884	1% Critical Value*	-3.5055
		5% Critical Value	-2.8943
		10% Critical Value	-2.5840

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER22)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER22(-1)	0.022345	0.005458	4.093884	0.0001
C	-1.621339	0.853093	-1.900542	0.0607

R-squared	0.163098	Mean dependent var	1.737159
Adjusted R-squared	0.153366	S.D. dependent var	2.385784
S.E. of regression	2.195225	Akaike info criterion	4.432911
Sum squared resid	414.4349	Schwarz criterion	4.489214
Log likelihood	-193.0481	F-statistic	16.75989
Durbin-Watson stat	1.363554	Prob(F-statistic)	0.000095

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

c)

ADF Test Statistic	0.215309	1% Critical Value*	-4.0648
		5% Critical Value	-3.4608
		10% Critical Value	-3.1564

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER22)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:10

Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER22(-1)	0.003651	0.016956	0.215309	0.8300
C	-0.294239	1.422742	-0.206811	0.8367
@TREND(2000:06)	0.033318	0.028619	1.164203	0.2476

R-squared	0.176233	Mean dependent var	1.737159
Adjusted R-squared	0.156850	S.D. dependent var	2.385784
S.E. of regression	2.190703	Akaike info criterion	4.439818
Sum squared resid	407.9303	Schwarz criterion	4.524273
Log likelihood	-192.3520	F-statistic	9.092255
Durbin-Watson stat	1.359258	Prob(F-statistic)	0.000264

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

d)

ADF Test Statistic	-4.370460	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER22,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER22(-1))	-0.363270	0.083119	-4.370460	0.0000
R-squared	0.181728	Mean dependent var		0.009310
Adjusted R-squared	0.181728	S.D. dependent var		2.534339
S.E. of regression	2.292523	Akaike info criterion		4.508611
Sum squared resid	451.9869	Schwarz criterion		4.536954
Log likelihood	-195.1246	Durbin-Watson stat		2.168242

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

e)

ADF Test Statistic	-5.798135	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER22,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER22(-1))	-0.563602	0.097204	-5.798135	0.0000
C	0.998270	0.287433	3.473058	0.0008

R-squared	0.283416	Mean dependent var	0.009310
Adjusted R-squared	0.274986	S.D. dependent var	2.534339
S.E. of regression	2.157933	Akaike info criterion	4.398899
Sum squared resid	395.8175	Schwarz criterion	4.455587
Log likelihood	-189.3521	F-statistic	33.61837
Durbin-Watson stat	2.012263	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

f)

ADF Test Statistic	-6.493555	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER22,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:10

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER22(-1))	-0.681392	0.104934	-6.493555	0.0000
C	0.064415	0.460294	0.139943	0.8890
@TREND(2000:06)	0.025345	0.009945	2.548532	0.0126

R-squared	0.334847	Mean dependent var	0.009310
Adjusted R-squared	0.319010	S.D. dependent var	2.534339
S.E. of regression	2.091391	Akaike info criterion	4.347410
Sum squared resid	367.4088	Schwarz criterion	4.432441
Log likelihood	-186.1123	F-statistic	21.14336
Durbin-Watson stat	1.930539	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

5.5. Testes Dickey-Fuller para Ser29 em nível e primeiras diferenças.

a)

ADF Test Statistic	2.210001	1% Critical Value*	-2.5897
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER29)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:09

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER29(-1)	0.016278	0.007366	2.210001	0.0298
R-squared	-0.008581	Mean dependent var		5.549425
Adjusted R-squared	-0.008581	S.D. dependent var		21.74943
S.E. of regression	21.84255	Akaike info criterion		9.017024
Sum squared resid	41030.33	Schwarz criterion		9.045368
Log likelihood	-391.2406	Durbin-Watson stat		2.446773

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

b)

ADF Test Statistic	0.154783	1% Critical Value*	-3.5064
		5% Critical Value	-2.8947
		10% Critical Value	-2.5842

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER29)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:09

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER29(-1)	0.002680	0.017315	0.154783	0.8774
C	4.778546	5.504892	0.868054	0.3878

R-squared	0.000282	Mean dependent var	5.549425
Adjusted R-squared	-0.011480	S.D. dependent var	21.74943
S.E. of regression	21.87392	Akaike info criterion	9.031187
Sum squared resid	40669.79	Schwarz criterion	9.087874
Log likelihood	-390.8566	F-statistic	0.023958
Durbin-Watson stat	2.435164	Prob(F-statistic)	0.877359

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

c)

ADF Test Statistic	-2.625737	1% Critical Value*	-4.0661
		5% Critical Value	-3.4614
		10% Critical Value	-3.1567

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER29)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:07 2007:09

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SER29(-1)	-0.162964	0.062064	-2.625737	0.0103
C	11.61616	5.846931	1.986711	0.0502
@TREND(2000:06)	0.927440	0.334724	2.770765	0.0069

R-squared	0.083999	Mean dependent var	5.549425
Adjusted R-squared	0.062190	S.D. dependent var	21.74943
S.E. of regression	21.06228	Akaike info criterion	8.966719
Sum squared resid	37264.06	Schwarz criterion	9.051750
Log likelihood	-387.0523	F-statistic	3.851490
Durbin-Watson stat	2.247904	Prob(F-statistic)	0.025097

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

d)

ADF Test Statistic	-10.60625	1% Critical Value*	-2.5899
		5% Critical Value	-1.9439
		10% Critical Value	-1.6177

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER29,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:09

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER29(-1))	-1.139215	0.107410	-10.60625	0.0000
R-squared	0.569602	Mean dependent var		-0.070930
Adjusted R-squared	0.569602	S.D. dependent var		34.08849
S.E. of regression	22.36367	Akaike info criterion		9.064312
Sum squared resid	42511.35	Schwarz criterion		9.092851
Log likelihood	-388.7654	Durbin-Watson stat		2.047762

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

e)

ADF Test Statistic	-11.39679	1% Critical Value*	-3.5073
		5% Critical Value	-2.8951
		10% Critical Value	-2.5844

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER29,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:09

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER29(-1))	-1.215388	0.106643	-11.39679	0.0000
C	6.796011	2.394321	2.838388	0.0057

R-squared	0.607269	Mean dependent var	-0.070930
Adjusted R-squared	0.602593	S.D. dependent var	34.08849
S.E. of regression	21.48945	Akaike info criterion	8.995983
Sum squared resid	38790.91	Schwarz criterion	9.053060
Log likelihood	-384.8273	F-statistic	129.8867
Durbin-Watson stat	2.120263	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE A – Resultados dos testes de Dickey-Fuller (cont.)

f)

ADF Test Statistic	-11.46129	1% Critical Value*	-4.0673
		5% Critical Value	-3.4620
		10% Critical Value	-3.1570

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SER29,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:08 2007:09

Included observations: 86 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SER29(-1))	-1.227508	0.107100	-11.46129	0.0000
C	2.313481	4.754299	0.486608	0.6278
@TREND(2000:06)	0.102270	0.093747	1.090917	0.2785

R-squared	0.612820	Mean dependent var	-0.070930
Adjusted R-squared	0.603491	S.D. dependent var	34.08849
S.E. of regression	21.46518	Akaike info criterion	9.005002
Sum squared resid	38242.57	Schwarz criterion	9.090618
Log likelihood	-384.2151	F-statistic	65.68539
Durbin-Watson stat	2.133438	Prob(F-statistic)	0.000000

APÊNDICE B – Resultados do teste de co-integração

5.6. Resultado do teste de co-integração

Sample: 2000:06 2007:10

Included observations: 87

Series: SER02 SER05 SER19 SER22 SER29

Lags interval: No lags

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	2	2	2	3	2
Max-Eig	2	2	2	2	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-1317.624	-1317.624	-1295.852	-1295.852	-1283.969
1	-1280.031	-1278.966	-1260.878	-1260.385	-1248.636
2	-1249.956	-1247.072	-1243.311	-1242.252	-1236.121
3	-1242.904	-1237.333	-1235.161	-1229.801	-1226.262
4	-1239.610	-1232.355	-1232.161	-1223.718	-1222.981
5	-1239.121	-1230.363	-1230.363	-1220.922	-1220.922
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	30.29021	30.29021	29.90463	29.90463	29.74642
1	29.65590	29.65439	29.33053	29.34218	29.16404
2	29.19439	29.17407	29.15658	29.17821	29.10623*
3	29.26217	29.20306	29.19911	29.14484	29.10948
4	29.41633	29.34149	29.36002	29.25789	29.26394
5	29.63497	29.54856	29.54856	29.44649	29.44649
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	30.29021	30.29021	30.04635	30.04635	30.02986
1	29.93933	29.96617	29.75569	29.79569	29.73092*
2	29.76127	29.79764	29.86517	29.94349	29.95654
3	30.11248	30.13841	30.19114	30.22191	30.24323
4	30.55008	30.58862	30.63549	30.64673	30.68113
5	31.05216	31.10747	31.10747	31.14712	31.14712

APÊNDICE C – Base de dados – variáveis quantitativas utilizadas

Mês	Ser02	Ser05	Ser19	Ser22	Ser29
2000:06	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2000:07	103.72	99.37	100.74	99.40	103.00
2000:08	103.33	100.00	99.81	100.57	108.20
2000:09	100.82	102.37	102.24	100.26	114.70
2000:10	102.77	103.79	103.53	102.40	118.70
2000:11	104.50	100.63	102.78	102.31	115.10
2000:12	144.22	98.42	96.68	104.21	107.80
2001:01	97.54	95.10	96.09	106.47	125.60
2001:02	91.97	96.05	101.26	114.24	132.90
2001:03	103.49	95.42	97.66	115.95	138.50
2001:04	98.93	96.84	104.29	116.94	145.60
2001:05	102.86	97.31	102.86	112.17	150.60
2001:06	98.90	96.05	106.21	113.58	159.30
2001:07	99.33	94.15	112.17	113.83	165.20
2001:08	102.11	91.63	118.59	107.36	169.10
2001:09	97.85	91.47	123.06	106.66	174.70
2001:10	103.97	90.68	127.29	108.92	184.20
2001:11	102.11	89.57	124.89	111.11	171.00
2001:12	140.21	89.89	120.27	111.42	154.50
2002:01	96.42	88.47	120.95	111.46	181.50
2002:02	90.54	88.94	119.46	113.61	183.10
2002:03	103.77	87.20	119.40	116.19	189.40
2002:04	97.04	88.47	118.61	117.53	192.60
2002:05	104.00	87.99	117.04	117.93	194.10
2002:06	96.94	87.99	115.30	117.38	198.30
2002:07	101.17	86.57	118.18	116.85	195.90
2002:08	104.44	87.36	119.47	117.95	201.80
2002:09	96.47	87.36	121.94	120.91	199.20
2002:10	104.62	86.41	126.79	125.70	197.10
2002:11	102.13	82.15	133.13	126.00	190.60
2002:12	133.09	81.52	131.10	124.33	175.70
2003:01	92.25	81.20	136.02	119.40	198.50
2003:02	89.10	81.99	141.18	118.15	208.70

APÊNDICE C – Base de dados – variáveis quantitativas utilizadas (cont.)

Mês	Ser02	Ser05	Ser19	Ser22	Ser29
2003:03	92.00	79.78	143.65	118.17	210.20
2003:04	98.93	80.88	140.85	118.59	216.40
2003:05	97.48	81.52	140.03	118.18	215.90
2003:06	91.52	82.94	137.84	118.99	217.10
2003:07	96.72	82.15	130.92	120.09	212.90
2003:08	98.37	82.31	124.91	121.10	219.60
2003:09	93.81	82.31	119.80	123.36	233.50
2003:10	101.46	83.57	118.87	125.29	233.80
2003:11	101.91	84.68	117.01	127.34	215.50
2003:12	137.36	84.52	114.66	128.83	198.50
2004:01	97.77	84.52	112.86	130.84	227.80
2004:02	93.58	82.62	109.39	133.45	238.90
2004:03	102.12	82.78	109.26	136.40	241.70
2004:04	102.92	82.78	107.44	139.38	256.60
2004:05	108.04	84.36	103.74	142.57	260.60
2004:06	103.29	84.83	102.62	145.05	270.50
2004:07	108.36	83.25	102.30	147.35	276.10
2004:08	105.21	82.94	105.38	149.27	286.90
2004:09	102.48	83.25	105.45	150.38	289.60
2004:10	109.97	85.78	102.60	151.53	294.30
2004:11	108.25	84.20	101.25	150.86	285.70
2004:12	153.05	82.62	97.60	156.66	250.70
2005:01	103.87	81.20	101.60	158.44	313.70
2005:02	95.66	81.83	99.93	160.98	339.90
2005:03	110.01	82.31	98.08	162.08	352.20
2005:04	106.44	82.46	98.04	165.22	351.90
2005:05	110.93	82.94	99.83	166.60	373.20
2005:06	108.78	84.36	97.87	171.29	381.70

APÊNDICE C – Base de dados – variáveis quantitativas utilizadas (cont.)

Mês	Ser02	Ser05	Ser19	Ser22	Ser29
2005:07	113.22	85.78	99.08	175.39	394.00
2005:08	112.37	86.10	99.17	178.79	402.40
2005:09	107.96	85.78	100.71	179.36	414.20
2005:10	114.06	84.52	100.31	182.37	429.70
2005:11	113.58	85.31	98.13	181.06	408.30
2005:12	160.61	85.47	96.04	181.70	355.70
2006:01	110.66	85.47	98.38	182.57	444.00
2006:02	101.43	83.41	97.91	184.58	453.40
2006:03	113.28	81.36	96.80	186.62	443.30
2006:04	114.38	80.41	93.16	189.57	461.80
2006:05	119.12	80.88	88.92	191.56	442.40
2006:06	113.10	82.46	88.73	193.71	459.30
2006:07	115.77	86.57	85.34	198.74	470.00
2006:08	119.44	88.31	84.39	201.03	481.60
2006:09	118.74	91.47	84.05	201.19	492.40
2006:10	121.98	85.15	83.62	203.08	481.80
2006:11	123.77	83.57	83.60	206.61	460.70
2006:12	169.67	84.52	81.63	213.51	398.10
2007:01	120.01	83.57	81.70	222.95	506.90
2007:02	110.70	83.73	77.76	227.36	522.30
2007:03	126.38	84.20	76.26	229.64	519.30
2007:04	123.11	85.94	74.90	233.00	535.20
2007:05	131.71	85.15	73.75	239.08	537.30
2007:06	125.93	82.46	72.89	244.10	556.80
2007:07	125.54	81.04	72.25	246.29	556.90
2007:08	131.68	81.99	71.22	250.61	585.90
2007:09	128.60	84.36	70.56	252.66	582.80
2007:10	133.66	83.89	69.78	252.87	na