

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO PROFISSIONALIZANTE EM ECONOMIA

O Poder Preditivo do Índice de Confiança do Consumidor no Brasil: Uma Análise Através de Vetores Autoregressivos

Fábio Gomes Morand Bentes

ORIENTADOR: Antonio Fiorencio

Rio de Janeiro, 30 de março de 2006

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

"O PODER PREDITIVO DO ÍNDICE DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR NO BRASIL: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DE VETORES AUTOREGRESSIVOS"

FÁBIO GOMES MORAND BENTES

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissionalizante em Economia como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Macroeconomia

ORIENTADOR: ANTONIO FIORENCIO

Rio de Janeiro, 30 de março de 2006.

"O PODER PREDITIVO DO ÍNDICE DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR NO BRASIL: UMA ANÁLISE ATRAVÉS DE VETORES AUTOREGRESSIVOS"

FÁBIO GOMES MORAND BENTES

Avaliação:	Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissionalizante em Economia como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Macroeconomia
BANCA EXAMINADORA:	
Professor ANTONIO CARLOS FIORENCIO SC	DARES DA CUNHA – Orientador
Professor OSMANI TEIXEIRA DE CARVALHO	O GUILLÉN
Professor EURILTON ALVES ARAÚJO JÚNIO	DR

Rio de Janeiro, 30 de março de 2006.

FICHA CATALOGRÁFICA

339 B475 Bentes, Fábio Gomes Morand.

O poder preditivo do índice de confiança do consumidor no Brasil: uma análise através de vetores autoregressivos / Fábio Gomes Morand Bentes. - Rio de Janeiro: Faculdades Ibmec, 2006.

Dissertação de Mestrado Profissionalizante apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia das Faculdades Ibmec, como requisito parcial necessário para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia.

- 1. Macroeconomia. 2. Índice de confiança do consumidor.
- 3. Vetores autoregressivos.

DEDICATÓRIA

Este trabalho é fruto da dedicação ao trabalho e amor ao saber, valores a mim transmitidos pelos meus pais, bem como do apoio e compreensão de minha esposa. Dedico-o, portanto, a essas pessoas nas quais me espelhei durante as fases mais difíceis de sua elaboração.

RESUMO

Uma das principais vantagens da utilização de índices de confiança do consumidor é o fato deste indicador fornecer informações sobre o comportamento do consumo futuro de uma forma mais rápida do que através de variáveis macroeconômicas que, divulgadas com maior defasagem, frequentemente, estão sujeitas a correções. Presente nas mais diversas economias de mercado, a aceitação destes índices como indicadores antecedentes do consumo, geralmente, encontra-se condicionada aos resultados de estudos acadêmicos voltados para a avaliação da sua capacidade preditiva. Como os índices de confiança do consumidor ainda são uma realidade recente no Brasil, os objetivos deste trabalho foram avaliar a capacidade destes indicadores em antecipar o consumo futuro se estes indicadores dispõem de informações adicionais não captadas pelas outras variáveis macroeconômicas relacionadas com os gastos dos consumidores.

ABSTRACT

One of the main advantages of the use of indexes of the consumer's confidence is the fact of this indicator provides information about the behavior of the future consumption in a faster way than through macroeconomic variables that, published with larger lags, frequently, they are subject to corrections. Present in the most several market economies, the acceptance of these indexes as antecedent indicators of the consumption, usually, is conditioned to the results of academic studies dedicated to the evaluation of its predictive capacity. As these indexes are still a recent reality in Brazil, the objective of this work were to evaluate the capacity of these indicators in advancing the future consumption and to verify if these they have additional information not captured by the other macroeconomic variables related with the consumers' expenses.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Índice de Expectativas do Consumidor (MCSI) e Crescimento Econômico	o nos
EUA - jan/1978 a jun/2005	4
Gráfico 2 – Identificação de Quebra Estrutural no Índice de Confiança do Consumido	r41
Gráfico 3 – Identificação de Quebra Estrutural na Série de Desemprego	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - R ² e R ² Incremental Obtidos a Partir da Abordagem de CARROLL <i>ET. AL.</i> (1994)
Tabela 2 - Variáveis Macro-Fundamentadas Selecionadas
Tabela 3 – Identificação da Ordem de Integração das Séries da Base de Dados Segundo os Testes de Raiz Unitária (ADF) e de Estacionariedade (KPSS)
Tabela 4 – Teste ADF nos Resíduos da Série de Desemprego
Tabela 5 – Poder Explicativo do Índice de Confiança do Consumidor sobre as Categorias de Consumo e Teste de Causalidade de Granger 46
Tabela 6 – Identificação de Relações de Cointegração entre Variáveis Macroeconômicas e de Consumo a Partir do Teste de JOHANSEN 50
Tabela 7 – Poder Explicativo (R² ajustado) do ICC e das Variáveis Macroeconômicas sobre as Categorias de Consumo
Tabela 8 – Teste de Causalidade de Granger entre Consumo e Variáveis Macroeconômicas54
Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger entre Consumo e Variáveis Macroeconômicas a Partir da Incorporação do ICC às Estimações 56
Tabela 10 – Poder Explicativo Incremental do Índice de Confiança do Consumidor57

SUMÁRIO

Introdução	1
1 – Índices de Confiança do Consumidor	7
1.1 – Revisão da Literatura	10
1.1.1 - O Papel dos Índices de Confiança do Consumidor: "As Teorias Populares"	13
1.1.2 – A Abordagem de CARROLL ET. AL. (1994)	16
1.2 – Aspectos Adicionais e Vetores Autoregressivos	19
2 – Base de Dados	23
2.1 – O Histórico dos Índices de Confiança do Consumidor no Brasil	24
2.1.1 - A Escolha do Indicador de Expectativas	26
2.2 – As Séries de Consumo	28
2.3 – As Variáveis Macroeconômicas	30
2.4 –Análise da Base de Dados	32
2.4.1 - Sazonalidade	33
2.4.2 - Estacionariedade	36
2.4.3 - Teste de Quebras Estruturais de PERRON	39
3 – O Processo Investigativo	44
3.1 - Primeira Fase	44
3.2 - Segunda Fase	48
3.3 – Terceira Fase	55
Conclusões	59
Anexo 1 - Gráficos	63
Anexo 2 – Tabelas	65
Apêndice Erro! Indicador não de	finido.
Referências Ribliográficas	82

INTRODUÇÃO

A análise das contas nacionais sob a ótica das despesas revela que, nas mais diversas economias de mercado, o consumo é o componente responsável pela maior parcela da geração do produto agregado, o que torna o seu monitoramento fundamental para o entendimento da evolução do nível de atividade em um determinado período. Procurando antecipar futuros impactos desta variável sobre o nível de atividade, os agentes econômicos frequentemente recorrem, não apenas às informações disponíveis trimestralmente na contabilidade nacional, mas, também a outros conjuntos de dados relacionados a esta variável como, por exemplo, indicadores de vendas do comércio, produção industrial, renda e crédito ao consumidor.

Embora a divulgação deste segundo grupo de informações ocorra mais rapidamente do que o resultado do consumo agregado provido pelas contas nacionais, dificilmente seus dados se encontram disponíveis no mês imediatamente seguinte ao período de referência. Ademais, não raramente, assim como os dados das contas nacionais, também as observações mais recentes destas variáveis mensais, estão sujeitas a correções que podem ser relevantes para o agente interessado em antecipar o consumo futuro.

No entanto, nas últimas décadas, um outro conjunto de informações vem recebendo crescente atenção por parte dos agentes econômicos, os indicadores antecedentes. No caso específico do consumo, os indicadores de maior destaque são os índices de confiança do consumidor. Também chamados de índices de expectativas, estes dados são levantados de forma relativamente simples, o que praticamente elimina a necessidade de correções, possibilitando, no caso dos levantamentos mensais, uma maior rapidez na sua divulgação. Diferentemente das principais variáveis macroeconômicas relacionadas com o consumo, os resultados dos índices de confiança mensais são completamente divulgados antes do final do mês seguinte. Porém, não menos importante que a rapidez de sua divulgação, uma propriedade atribuída a estes indicadores é a sua capacidade de, através das expectativas dos consumidores, projetar o comportamento destes agentes antes mesmo da materialização de seus gastos.

Um índice de confiança do consumidor pode ser definido como um conjunto de informações econômicas construídas a partir de respostas sobre as condições corrente e futura esperada pelos consumidores em níveis micro e macroeconômicos. No caso do consumo, estes indicadores têm por objetivo antecipar a evolução futura do nível dos gastos dos consumidores auxiliando, assim, na antecipação de possíveis impactos deste fenômeno sobre a demanda agregada.

Ao observar a estrutura das maiores economias capitalistas sob a ótica dos gastos NAHUIS E JANSEN (2003) destacaram que como o consumo das famílias representa 50% a 60% do PIB, o monitoramento da evolução do consumo é crucial para os agentes macroeconômicos e, devido à substancial substancial defasagem na disponibilização dos dados das contas

nacionais, os indicadores antecedentes são um instrumento eficiente para o acompanhamento do nível de atividade.

Empiricamente, a crença no poder preditivo dos índices de confiança se reflete na proliferação destes indicadores, atualmente disponíveis nas principais economias de mercado, onde sua divulgação recebe atenção significativa da mídia e dos agentes econômicos de um modo geral.

WEISS (2003) ao se referir à relevância dos índices de confiança do consumidor norteamericano concluiu que esta variável é acompanhada atentamente em nível internacional, uma vez que decisões de investimentos, por exemplo, na Europa ou no continente asiático são afetadas pelo ânimo dos consumidores norte-americanos.

Freqüentemente, portanto, o nível de confiança do consumidor é interpretado como um elemento fundamental para explicar ou antecipar de maneira direta a evolução do nível de consumo e indiretamente a demanda agregada. Assim ao se confrontar índices de expectativas do consumidor e a evolução do nível de atividade, por exemplo, na economia norte-americana, onde as séries de dados são relativamente maiores que em outros países, pode-se perceber que os períodos de recessão daquela economia normalmente são acompanhados por quedas no nível de confiança do consumidor, conforme revela a figura a seguir:

-

¹ Embora na imprensa econômica um período de recessão, geralmente, seja definido por duas quedas consecutivas no Produto Interno Bruto, utilizou-se o conceito de recessão do *National Bureau of Economic Research* (NBER) que é mais específico: Além de variações negativas no PIB, este conceito também avalia nos últimos seis meses o desempenho da renda real, do nível de emprego, da produção industrial e das vendas do comércio atacadista. Para maiores detalhes ver (www.nber.org/cycles/july2003.pdf)

Gráfico 1 - Índice de Expectativas do Consumidor (MCSI) e Crescimento Econômico nos EUA - jan/1978 a jun/2005 (1966=100)



Fontes: University of Michigan, US Census Bureau

Apesar da figura anterior revelar uma forte relação entre as expectativas dos consumidores e o nível de atividade a análise meramente gráfica não permite estabelecer uma relação de causalidade ou até mesmo um padrão na evolução destes dados que permita avaliar a defasagem do impacto de uma variável sobre a outra.

Dessa forma, apesar de sua ampla divulgação, frequentemente, são encontradas interpretações controversas acerca da eficiência destes indicadores em antecipar o consumo futuro tanto por parte da mídia, quanto na pesquisa econômica de um modo geral. Ainda que a maior parte destes estudos faça uso de conjuntos de informações semelhantes, a ausência de uma interpretação formal das expectativas dos consumidores nos modelos econômicos tradicionais, estimulou diversos pesquisadores a investigar a validade de sua capacidade preditiva.

De acordo com CARROLL ET. AL. (1994), do ponto de vista do pesquisador interessado na realização de previsões econômicas, a questão de interesse é, primeiramente, investigar se o índice de confiança do consumidor possui algum poder preditivo em si próprio sobre as variações futuras dos gastos com consumo e, adicionalmente, se este indicador contem informações sobre esta variação de gastos além daquelas contida em outras variáveis econômicas. Apesar da existência de índices de confiança do consumidor e da relevância do consumo na formação do produto, também no Brasil, a literatura econômica nacional ainda não conta com estudos voltados para a análise da capacidade destes indicadores anteciparem o consumo futuro.

Portanto, ao voltar-se para o estudo da realidade brasileira, os objetivos diretos desta pesquisa foram: (i) estudar e quantificar a relação entre a confiança do consumidor e o nível de consumo: (ii) investigar a existência de um possível sentido de causalidade dominante na relação entre o consumo e as expectativas do consumidor; (iii) verificar se os índices de confiança contêm algum poder explicativo incremental que não pode ser observado a partir apenas da utilização de variáveis macro-fundamentadas.

A partir de uma abordagem de vetores autoregressivos (VAR), a pesquisa atual revelou que, de fato, o índice de confiança do consumidor, aplicado à realidade brasileira, pode ser classificado como um indicador antecedente do consumo. Contudo, determinadas variáveis macroeconômicas, também diretamente relacionadas a esta variável, se mostraram pelo menos tão eficientes quanto o índice de confiança do selecionado em antecipar os gastos dos consumidores. Assim, controlado o efeito destes macro-fundamentos sobre os gastos destes

agentes, suas expectativas não contribuíram com mais do que três pontos percentuais em poder explicativo incremental. Sobre o consumo desagregado segundo categorias de uso, no entanto a capacidade antecedente do indicador de confiança acusou graus distintos de eficiência.

Finalmente, deve-se destacar que o presente trabalho não tem por objetivo estimar um modelo eficiente de previsão do consumo. Ao invés disso, a preocupação central foi avaliar se o índice de confiança do consumidor pode ser classificado como indicador antecedente do consumo e neste caso, em que medida ele contribui para antecipar os gastos dos consumidores. Desse modo, através do uso de técnicas de séries temporais e de acordo com a realidade brasileira, se tornou possível responder às questões centrais da pesquisa atual semelhantes àquela formulada por MATSUSAKA e SBORDONE (1995): Se os consumidores se tornarem pessimistas sobre o ambiente econômico, poderá haver uma queda no nível de atividade mesmo que estas expectativas não se encontrem macro-fundamentadas?.

O presente trabalho segue organizado em três capítulos. Após esta introdução, o primeiro capítulo faz uma apresentação geral das características dos índices de confiança do consumidor, registra a revisão da literatura e discute abordagens para investigação do papel preditivo destes indicadores. Em seguida, o capítulo dois, documenta a construção da base de dados para a pesquisa atual discutindo-se, as características mais relevantes das variáveis utilizadas. O capítulo posterior registra os resultados obtidos a partir da aplicação desta abordagem à base de dados para que, em seguida, sejam apresentadas as conclusões da pesquisa.

1 – ÍNDICES DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR

O primeiro índice voltado para medir o grau de confiança dos consumidores surgiu na segunda metade da década de 40 na Universidade de Michigan, Estados Unidos. Criado com o objetivo de prever a percepção do consumidor quantos às condições econômicas de curto prazo em nível nacional, o *Consumer Sentiment Index* (MCSI) era calculado anualmente até 1952, quando a pesquisa passou a ser elaborada em base trimestral, permanecendo neste formato até 1978 quando sua periodicidade se tornou mensal.

Em 1967, também nos Estados Unidos, surgiu outro índice nacional, o *Consumer Confidence Index* (CCI). Calculado mensalmente a partir de 1977 pelo *Conference Board*, entidade norteamericana sem fins lucrativos dedicada à elaboração de índices e pesquisas econômicas de interesse público, este índice atraiu o interesse público ao obter o status de índice oficial do governo daquele país.

Estes dois indicadores são os principais indicadores antecedentes de consumo na economia norte-americana e suas metodologias, largamente aplicadas em diversos países. Ambos os indicadores se baseiam nas respostas destes agentes a um conjunto de cinco questões divididas em dois sub-índices que buscam captar a avaliação das condições econômicas corrente e futura² que, em suas devidas metodologias ponderam o índice global em 40% e 60%, respectivamente. No MCSI estes sub-índices chamam-se *Index of Current Economic*

 2 Um quadro contendo as cinco questões de cada um destes índices encontra-se no apêndice.

_

Conditions (ICEC) e Index of Consumer Expectations (ICE). Os sub-índices do indicador do Conference Board são denominados Present Situation Index (PSI) e Expectations Index(EI)³.

Apesar de procurar quantificar uma mesma variável, suas metodologias acusam a existência diferenças capazes de produzir resultados divergentes. Conforme destacaram LUDVIGSON e BRAM (1998): "Although the two indexes broadly measure the same concept—public confidence in the economy—they are based on different sets of questions and sometimes give conflicting signals".

De um modo geral pode-se observar que, na avaliação das condições econômicas correntes, o enfoque do CCI se concentra na percepção do consumidor quanto ao ambiente de negócios e na disponibilidade de emprego na área de ocupação do entrevistado. O MCSI, por sua vez, se volta para a avaliação da situação financeira familiar do entrevistado, além de procurar captar sua disposição em adquirir itens de alto valor relativo no orçamento doméstico. Na quantificação das expectativas futuras, o foco da pergunta é semelhante em ambos os índices, porém, o horizonte projetado varia entre um e cinco anos no MCSI e se mantém concentrado seis meses à frente no CCI.

Os indicadores apresentam ainda algumas diferenças significativas no método e tamanho da amostragem. A pesquisa da Universidade de Michigan é conduzida junto a quinhentos entrevistados por telefone ao longo de todo o mês de referência. Os resultados preliminares, correspondentes ao preenchimento da primeira metade dos questionários, são disponibilizados

-

³ A partir deste ponto, por questão de praticidade, estes indicadores serão denominados índices de condições econômicas correntes e índice de expectativas do consumidor.

na segunda ou terceira sexta-feira do mês subsequente e os números definitivos divulgados na última sexta-feira desse mesmo mês.

O CCI, por sua vez, é levantado através da resposta a três mil e quinhentos questionários, de um total de cinco mil, enviados e devolvidos pelo correio. Seus dados preliminares (referentes aos primeiros dois mil e quinhentos questionários) são divulgados entre a segunda e a terceira semanas do período subseqüente, com os números definitivos disponibilizados um mês depois, portanto, simultaneamente, portanto, aos dados provisórios do mês seguinte⁴.

Em decorrência de divergências metodológicas como, por exemplo, diferentes períodos-base, a comparação entre estes dois indicadores apenas faz sentido quando realizada em termos de variações percentuais. Em termos de eficiência preditiva, não há um predomínio claro de um indicador sobre outro. De acordo com LUDVIGSON e BRAM (1998), a principal vantagem do índice da Universidade de Michigan é que seua resultados preliminaries encontram-se disponíveis antes dos números da pesquisa do Conference Board. Contudo, ainda segundo estes autores, como os números do MCSI baseiam-se em uma amostral bem menor que a do CCI, eles são mais susceptíveis a erros de medida e, como resultado, a porção aleatória das flutuações mensais tendem a ser mais pronunciadas neste indicador do que no CCI.

⁴ As metodologias de obtenção dos índices através da transformação das respostas qualitativas dos consumidores encontra-se no apêndice.

1.1 - Revisão da Literatura

A utilização de índices de confiança do consumidor para previsões do nível de consumo através de técnicas de séries temporais foi proposta pioneiramente por MUELLER (1963) que, ao recorrer a uma série de dez anos de observações do MCSI, concluiu que este indicador explicava significativamente a variação do consumo em uma regressão que incluía o consumo defasado. MISHKIN (1978) sugeriu que a significância deste mesmo índice como indicador antecedente do consumo de bens duráveis, dependia de outras variáveis explicativas (indicadores financeiros) que, ao serem incluídas na regressão, reduziam o poder explicativo do índice de confiança.

CARROLL *ET. AL.* (1994) desenvolveram um processo investigativo que permitiu testar o poder preditivo do índice de expectativas do consumidor isoladamente contra o consumo ou, em conjunto, com outras variáveis macro-fundamentadas. Neste último caso, estes autores confirmaram os resultados apresentados por MISHKIN para a economia norte-americana ressaltando de que o poder explicativo do MCSI se viu reduzido depois de 1978.

Ao se investigar a dominância na dicotomia entre a causalidade das expectativas do consumidor e o desempenho das variáveis macro-fundamentadas sobre o consumo, as conclusões freqüentemente se mostram conflitantes. Por exemplo, enquanto GELPER *ET AL*. (2004) utilizaram-se de vetores com correção de erros para decompor e comprovar a causalidade do índice das expectativas do consumidor em relação a séries de consumo nos Estados Unidos, MEHRA e MARTIN (2003) defendem que o consumidor, de um modo geral,

não é capaz de antecipar adequadamente possíveis variações na sua renda ou na taxa de juros, agregados macro-fundamentados que impactam o nível de consumo.

Seguindo metodologicamente a abordagem desenvolvida por CARROLL *ET AL*. (1994), GOH (2003), demonstrou que o índice de confiança do consumidor Neozelandês melhora o poder preditivo do nível de consumo local, embora este efeito se reduza quando utilizadas variáveis de controle para a renda do trabalho, taxa de juros e preços de ativos.

Da mesma forma, LENNART E BERGSTROM (1996) utilizaram-se desta estratégia para investigar o poder explicativo do índice de confiança do consumidor na Suécia entre 1975 e 1994. De forma desagregada o índice de percepção das condições econômicas presentes explicou mais de 37% das variações do consumo, enquanto que as expectativas quanto ao consumo futuro não se mostraram significativas.

NAHUIS E JANSEN (2003) testaram índices de intenção dos consumidores e de empresários do varejo isolada e conjuntamente para oito países europeus entre 1985 e 1998, chegando a conclusões diferentes dependendo do país. Na França, Itália e Espanha, por exemplo, concluise que a incorporação do índice de expectativa dos empresários do varejo não aumentou o poder preditivo do modelo que já contava com um índice de expectativa do consumidor. No Reino Unido, ao contrário, foi o índice de intenção do consumidor que não incorporou melhores resultados de previsão. Os modelos de previsão que utilizaram conjuntamente os dois índices na Bélgica, Alemanha, Holanda e Portugal produziram resultados ótimos.

Mais recentemente ARMSTRONG *ET. AL.* (2000) utilizaram séries de vendas de automóveis e serviços de telefonia nos EUA e na França entre 1961 e 1996, para testar a precisão de índices de intenção contra extrapolações simples de dados passados e concluíram que a combinação de técnicas quantitativas com indicadores qualitativos produziu, em média, erros 33% menores do que aqueles gerados pela simples extrapolação dos dados e 5,5% menores do que os erros dos índices de confiança utilizados isoladamente.

Em um nível maior de desagregação BOVI (2004) concluiu que a utilização dos índices de intenções do consumidor na Itália entre 1982 e 2003 melhorou a qualidade das previsões dentro e fora da amostra. Mais precisamente, a abordagem empregada pelo autor envolveu os sub-índices do indicador de confiança local que, assim como os indicadores norte-americanos, medem a percepção das condições econômicas presente e futura.

A utilização de abordagens investigativas significativamente distintas sugere, portanto, que parte da controvérsia referente ao papel do índice de confiança do consumidor nos gastos destes agentes advém da ausência de uma interpretação formal deste tipo de expectativas na Teoria do Consumidor mais tradicional. Também, não se pode descartar que a capacidade do consumidor de formular seus gastos a partir de sua percepção das condições econômicas corrente e futura possa variar dependendo da região em que o estudo é realizado.

1.1.1 - O Papel dos Índices de Confiança do Consumidor: "As Teorias Populares"

A evidência empírica mostra que, quando da implementação de um índice de confiança em uma determinada região, tanto sua definição quanto sua metodologia de apuração são assimilados sem grandes dificuldades pelos agentes econômicos locais, pois, geralmente recorre-se à metodologia do MCSI ou do CCI indicadores existentes há mais de cinco décadas.

No entanto, o papel deste indicador no processo econômico, frequentemente está sujeito a interpretações controversas, sobretudo, nos meios de comunicação. Diante disso, FUHRER (1993) levantou um conjunto de funções frequentemente atribuídas aos índices de confiança dos consumidores na economia norte-americana. Estas atribuições, porém, não representam a interpretação daquele pesquisador acerca do papel destes indicadores, mas sim, dos agentes em geral sem um embasamento científico formal. As chamadas "teorias populares" levantadas por FUHRER (1993) são as seguintes⁵:

- As expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações no nível de atividade econômica.
- 2) O índice de confiança prevê precisamente o nível de atividade econômica.
- O índice de expectativas capta as previsões dos consumidores sobre o nível de atividade econômica.

⁵ Além destes três papéis apresentados, FUHRER levantou mais duas "teorias populares" segundo as quais as expectativas relacionam-se contemporaneamente com outras variáveis, aspecto que se encontra fora do escopo da pesquisa atual.

13

Para ilustrar a primeira "teoria popular", FUHRER (1993) recorreu a um artigo do *The New York Times* que atribuía a recessão norte-americana do início dos anos noventa às expectativas dos "temerosos" consumidores daquele país preocupados com a iminência da primeira guerra do Iraque em 1991. Dessa forma, a demanda dos consumidores teria sido desestimulada e a menor predisposição ao consumo por parte destes agentes teria provocado a queda no ritmo de atividade econômica.

Desse modo, esta "teoria" se baseia no fato de que o pessimismo dos consumidores, oriundo de um fenômeno não-econômico, causou a crise daquela ocasião sem que qualquer motivo macroeconômico significativo fosse preliminarmente registrado (queda na renda, desemprego, elevações da taxa de juros, etc.).

A idéia por trás da segunda "teoria" também é ilustrada pela mesma crise econômica e, apesar de não definir um sentido específico de causalidade se apóia no aspecto prático da importância atribuída às expectativas dos consumidores. Segundo esta interpretação, as expectativas dos consumidores podem não ser a causa da recessão ou da expansão econômica, mas, certamente, medidas através de um índice de confiança, explicam o consumo futuro tão eficientemente quanto outras variáveis macroeconômicas. Empiricamente, FUHRER (1993) registrou ainda que, independentemente da relevância destes indicadores, à luz dos modelos econômicos tradicionais, sua ampla aceitação no meio empresarial sinaliza que, de alguma forma, a relação entre este indicador e o consumo faz dos índices de confiança um instrumento confiável de avaliação do consumo futuro.

O terceiro papel dos índices de confiança levantado por FUHRER (1993) baseia-se no poder do aspecto psicológico das expectativas dos consumidores sobre o consumo futuro. Essencialmente, a terceira "teoria popular" argumenta que apesar da falta de habilidade da maior parte dos consumidores em interpretar os fenômenos de natureza econômica e, portanto, da precisão de suas expectativas, os consumidores são fiéis às suas avaliações do processo econômico. Portanto, mesmo de posse das informações econômicas mais recentes, as suas expectativas ainda que "distorcidas", podem induzir a desvios significativos da trajetória do nível de consumo condizentes com a evolução do consumo prevista apenas pelas demais variáveis macroeconômicas. Neste sentido as expectativas dos consumidores poderiam conter um poder explicativo incremental não capturado por outras variáveis macroeconômicas.

Para o teste das teorias populares aqui abordadas, FUHRER (1993) recorreu aos resultados preliminares do trabalho desenvolvido por CARROLL *ET. AL.* (1994), no qual foi co-autor. A abordagem utilizada por CARROLL *ET. AL.* (1994), seguida posteriormente por diversos outros autores⁶, consiste na investigação de dois aspectos: (i) se o índice de confiança do consumidor tem algum poder explicativo em si próprio para o comportamento futuro do nível de consumo e; (ii) se este indicador contém informações sobre o consumo futuro além daquelas providas pelas variáveis macroeconômicas já disponíveis. Ao invés de recorrer a modelos estruturais foram utilizadas especificações de formas reduzidas uma vez que, segundo estes autores, na Teoria Econômica, não está claro o relacionamento entre consumo e expectativas.

_

 $^{^6}$ LUDVIGSON e BRAM (1998), NAHUIS e JANSEN (2003), GOH (2003) e LOUNDES e SCUTELLA (2000).

1.1.2 – A Abordagem de CARROLL ET. AL. (1994)

A partir de uma base de dados composta por variáveis de consumo e expectativas da economia norte-americana, na etapa inicial desta abordagem, os pesquisadores recorreram a um processo de estimação que buscou, através do coeficiente de determinação (R²) ajustado, examinar o poder explicativo do índice de confiança do consumidor sobre o consumo de bens e serviços⁷ no curto prazo. Assim, os testes iniciais foram conduzidos a partir da seguinte especificação:

$$\Delta ln(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{t-1} + \varepsilon_t$$
 (1.1)

Onde (C) representa as séries trimestrais de consumo, (S) é uma média trimestral do índice de confiança do consumidor⁸ e ε_t é o termo estocástico. A variável dependente é a diferença período a período do logaritmo de cada série de consumo

Os resultados gerados pelas estimações foram computados para dois períodos distintos e encontram-se registrados na tabela 1. A primeira coluna daquela tabela corresponde à amostra total que se inicia no primeiro trimestre de 1955 estendendo-se até o terceiro trimestre de 1992. A segunda coluna refere-se a uma sub-amostra também encerrada no mesmo trimestre de 1992 mas, com início no primeiro trimestre de 1978. A razão para esta partição reside na

⁸ O indicador de confiança utilizado por estes autores foi o *Consumer Sentiment Index* da Universidade de Michigan (MCSI).

⁷ As séries de consumo computadas pelo Bureau of Economic Analisys do Departamento de Comércio do governo dos Estados Unidos (BEA) representam os seguintes gastos deflacionados pelo deflator das contas nacionais: Total (personal consume expenditure), veículos automotivos, bens de consumo excluindo veículos automotivos e gastos com servicos.

alteração da periodicidade do MCSI que apurado trimestralmente até 1978 passou, a partir daquele ano a ser levantado em bases mensais, levando os autores a adotar, também nesta sub-amostra, a média trimestral como medida de expectativas dos agentes.

A adoção deste procedimento revelou uma queda na sensibilidade do índice de confiança em relação aos gastos com consumo desde a mudança da periodicidade do índice. Os resultados das estimações acusaram que, fora o consumo de bens exceto veículos, onde o R² passou de 0,17 para 0,20, a comparação dos dois períodos indicou uma redução do poder explicativo do MCSI sobre o consumo total (0,14 para 0,05), sobre o consumo de veículos (de 0,04 para – 0,01) e de serviços (de 0,10 para 0,02).

Tabela 1 - R² e R² Incremental Obtidos a Partir da Abordagem de CARROLL *ET. AL.* (1994)

Categoria de Gastos com	\mathbf{R}^2		R ² Incremental	
Consumo	1955:1-1992:3	1978:1-1992:3	1955:1-1992:3	1978:1-1992:3
Total	0,14	0,05	0,03	-0,03
	(0,000)	(0,013)	(0,000)	(0,056)
Veículos	0,04	-0,01	0,08	0,03
	(0,000)	(0,130)	(0,000)	(0,013)
Bens (exclusive veículos)	0,17	0,20	0,05	0,03
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)
Serviços	0,10	0,02	0,01	-0,07
	(0,002)	(0,030)	(0,188)	(0,969)

Obs: Os números entre parênteses são o p-valor da significância conjunta das defasagens do índice de confiança do consumidor

Como, na fase seguinte, o objetivo se concentrou em se investigar se o índice de confiança do consumidor utilizado contém alguma informação adicional não capturada por variáveis

macroeconômicas tradicionais, os pesquisadores optaram por inserir em (1.1) um vetor de variáveis macro-fundamentadas com o objetivo de se capturar o poder explicativo incremental (através da variação do R^2 ajustado) do índice de confiança do consumidor. Desse modo, a especificação adotada foi a seguinte:

$$\Delta ln(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{t-1} + \gamma Z_{t-1} \varepsilon_t$$
 (1.2)

Onde (Z) representa o vetor das variáveis macroeconômicas de controle⁹.

Nesta segunda etapa da pesquisa de CARROLL *ET. AL.* (1994), registrada nas terceira e quarta colunas da tabela 1, pôde-se observar que, controlado o efeito das demais variáveis sobre o consumo, o poder explicativo incremental das expectativas do consumidor é sobremaneira menos significativo, especialmente a partir de 1978. Embora no maior período amostral o MCSI contribua com um a oito pontos percentuais, dependendo da categoria de consumo, quando observada a sub-amostra, o poder explicativo incremental das expectativas dos consumidores reduziu-se drasticamente, chegando a ser negativo nos casos do total de bens (-3%) e de serviços (-7%). Neste último caso, inclusive, os parâmetros estimados deixaram de ser estatisticamente significativos.

-

⁹ Reconhecendo que a escolha destas séries é arbitrária os autores utilizaram quatro defasagens da variação real da renda do trabalho; variação da taxa de desemprego; da variação da taxa de remuneração dos títulos da dívida americana com vencimento de três meses e da variação do índice S&P 500.

1.2 – Aspectos Adicionais e Vetores Autoregressivos

Certamente, a motivação dos diversos pesquisadores que optaram por replicar a abordagem de CARROLL ET. AL. (1994) adveio do interesse pelas mesmas questões aplicadas às suas respectivas realidades locais. Embora a presente pesquisa procure também satisfazer as questões levantadas por CARROLL ET. AL. (1994) entendeu-se as três "teorias populares" de FUHRER (1993) levantam alguns aspectos adicionais que poderiam ser investigados através de uma abordagem alternativa àquela seguida por CARROLL ET. AL. (1994). Por exemplo, na primeira "teoria popular", a idéia de que o nível de confiança do consumidor "causa de forma independente flutuações no nível de atividade", mais do que verificar o poder explicativo decorrente das expectativas dos consumidores, condizente com a primeira etapa da abordagem de CARROLL ET. AL. (1994), a validação desta teoria sugere um teste do sentido da causalidade entre esta variável e os gastos dos consumidores.

Por sua vez, um procedimento comparativo do poder explicativo das expectativas e de outras variáveis macroeconômicas em relação ao consumo tomadas isoladamente pode representar um teste de validade da segunda "teoria popular".

Conforme observou o próprio FUHRER (1993) em seu trabalho, a segunda etapa da investigação de CARROLL *ET. AL.* (1994) pode ser interpretada como uma investigação da terceira "teoria popular" de FUHRER (1993) na medida em que esta propõe mensurar o poder explicativo incremental do nível de confiança do consumidor uma vez controlado o efeito destas variáveis sobre o consumo nos últimos quatro trimestres.

Apesar do interesse pelo estudo dos efeitos das expectativas nos últimos doze meses sobre o consumo corrente ser justificável, não se pode ignorar, ainda, que relações significativas entre estas variáveis possam ocorrer em horizontes de tempo diferentes deste. Assim, ao invés de se impor uma ordem específica de defasagem procurar-se-á, através de um outro critério de seleção, permitir que os próprios dados apontem uma dimensão "mais apropriada" da relação defasada de curto prazo entre consumo e expectativas. Em seu trabalho, CARROLL *ET. AL.* (1994) replicaram o processo investigativo aplicando à equação (1.1) defasagens de dois a cinco períodos (ou trimestres) do índice de confiança chegando a resultados muito semelhantes para três categorias de gastos dos consumidores¹⁰.

Um outro aspecto restritivo imposto pela adequação da base de dados após 1978 adotada por CARROLL *ET. AL.* (1994), se refere à periodicidade das informações sobre o nível de consumo. Em todos os estudos que procuraram replicar aquela abordagem, a disponibilidade da variável de consumo em bases trimestrais impôs a necessidade de se adotar um procedimento que adaptasse a série das expectativas à mesma periodicidade. Embora, na presente pesquisa, as informações referentes às expectativas também se encontram em bases mensais, a indisponibilidade de séries de informações sobre o consumo agregado trimestral da região geográfica do índice de confiança aqui investigado¹¹, levou à necessidade da adoção de uma série do faturamento real mensal do comércio varejista como *proxy* dos gastos com consumo.

¹⁰ Excetuando-se as vendas de bens excluindo veículos que recuaram para 8,5% na amostra ampla e 4,5% na reduzida.

¹¹ A escolha deste índice será apresentada no capítulo seguinte.

Ainda que se optasse por seguir os aspectos metodológicos de ajuste da periodicidade adotados por CARROLL *ET. AL.* (1994), a adaptação das observações mensais para bases trimestrais acarretaria a redução para um terço do número de observações, o que em termos do universo de dados disponível representaria uma redução crítica do número de graus de liberdade comprometendo as estimações. Alternativamente, a utilização de médias móveis em bases de dados mensais certamente implicaria na adição de autocorrelação serial à modelagem. Fenômeno cujo tratamento acarretaria no distanciamento das especificações adotadas por CARROLL *ET. AL.* (1994).

Em termos práticos, conforme pôde ser visto na tabela 1, na abordagem daqueles autores o cálculo das médias trimestrais das expectativas pode ter influenciado os resultados obtidos refletindo-se na queda significativa do poder explicativo do índice de confiança do consumidor após 1978, sem que se fosse apresentada uma outra justificativa para este efeito que não apenas a adaptação dos dados.

Neste sentido um processo investigativo dos mesmos pontos pesquisados por CARROLL ET. AL. (1994) através de uma abordagem de vetores autoregressivos torna-se uma opção interessante uma vez que, além de não ferir qualquer modelo teórico tradicional, permitirá responder aquelas questões originalmente propostas por aqueles autores e investigar aspectos adicionais por eles não observados.

Portanto, mesmo diante das limitações metodológicas representadas, principalmente pelo reduzido número de observações das séries, pode-se concluir que três motivações investigativas adicionais justificam a adoção de uma abordagem alternativa àquela utilizada por CARROLL *ET. AL.* (1994). Além de se procurar satisfazer às duas questões levantadas por aqueles pesquisadores buscar-se-á: (i) Em conformidade com a segunda "teoria popular" de FUHRER (1993), verificar a eficiência relativa do índice de expectativas do consumidor em antecipar o consumo quando comparado a outras variáveis macroeconômicas; (ii) Estender a investigação também no sentido da causalidade entre expectativas e consumo e; (iii) Adotar um critério de seleção de defasagens que permita identificar de uma forma menos arbitrária a extensão da relação entre os grupos de variáveis envolvidas nas estimações.

2 – BASE DE DADOS

Nos último anos, o surgimento de uma quantidade significativa de índices voltados para medir a intenção do consumidor em diversas economias de mercado sugere uma crescente aceitação do caráter antecedente destes indicadores em relação ao consumo agregado. Igualmente, no Brasil, alguns índices de confiança já são amplamente divulgados pela mídia especializada e utilizados frequentemente pelos agentes interessados em antecipar o comportamento da demanda agregada através das expectativas dos consumidores, são eles: O Índice de Confiança do Consumidor (ICC) da Federação do Comércio do Estado de São Paulo (FCESP), o Índice de Expectativas do Consumidor (IEC) da Federação do Comércio do Estado do Rio de Janeiro (Fecomércio-RJ), o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC), sob responsabilidade da Confederação Nacional da Indústria (CNI) e a Sondagem de Expectativas do Consumidor (SEC) da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Além da escolha de um destes indicadores como o representante do nível de confiança do consumidor, a abordagem adotada requer a construção de uma base de dados integrada também por variáveis macroeconômicas e de consumo que permitam investigar o poder explicativo das expectativas do consumidor. Neste sentido, optou-se por avaliar separadamente a disponibilidade das principais variáveis integrantes destes três conjuntos de dados para, em seguida, se realizar uma análise preliminar das principais características comuns a estas séries.

2.1 – O Histórico dos Índices de Confiança do Consumidor no Brasil

O primeiro índice de intenções do consumidor a surgir no Brasil foi o ICC da FCESP divulgado a partir de junho de 1994. Apesar de algumas adaptações, este indicador apurado mensalmente entre os consumidores da região metropolitana de São Paulo, segue a metodologia do índice de confiança do consumidor da Universidade de Michigan (MCSI), sendo igualmente dividido em dois sub-índices relativos às percepções correntes e às expectativas do consumidor denominados Índice de Condições Econômicas Atuais (ICEA) que contribui com 40% apara o índice global e Índice de Expectativas do Consumidor (IEC), com 60% do peso total. Além do maior tamanho da amostra (o ICC aplica dois mil questionários mensalmente), as principais diferenças entre os indicadores da Universidade de Michigan e da FCESP residem nas duas questões relativas à avaliação das condições econômicas correntes.

Na primeira, o consumidor paulistano é diretamente arguido sobre a sua intenção de compra de bens duráveis de um modo geral, ao invés de itens de alto valor no orçamento doméstico, como ocorre no índice de Michigan correspondente (ICEC). Na segunda questão, o horizonte comparativo da situação financeira familiar é constituído pelos trinta dias imediatamente anteriores e não os últimos doze meses conforme o indicador norte-americano. Adicionalmente, a partir de maio de 1999, cada sub-índice do ICC passou também ser estratificado por faixa etária (até 35 anos de idade e mais de 35 anos de idade), faixa de renda (até 10 salários mínimos e mais de 10 salários mínimos) e sexo do entrevistado.

Em 1996 surgiu o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC). Calculado pelo Instituto Brasileiro de Pesquisa de Opinião e Estatística (IBOPE) sob encomenda da Confederação Nacional da Indústria (CNI), diferentemente do índice da FCESP, o levantamento deste indicador ocorre em nível nacional. Embora sua periodicidade atual seja trimestral, entre janeiro de 1998 e janeiro de 2000, este indicador foi apurado bimestralmente.

Sua aferição ocorre a partir da aplicação de questionários de entrevistas que contém oito perguntas a respeito das percepções presente e futura dos consumidores. Em relação à realidade individual do entrevistado, são capturadas as avaliações gerais quanto às suas condições de vida e emprego atuais, sua capacidade de compra e sua renda nos próximos três e seis meses, respectivamente. Quanto à sua percepção coletiva as perguntas envolvem a avaliação do entrevistado sobre a situação atual do emprego na sua família e sua expectativa em relação às condições econômicas futuras do país no que se refere à inflação, ao desemprego e endividamento geral da população nos próximos seis meses.

O Índice da Expectativa do Consumidor (IEC), calculado desde junho de 2000 pelo Instituto Fecomércio-RJ, consiste em um índice semelhante ao da FCESP em que a percepção do consumidor varia de zero (pessimismo total) a duzentos (pleno otimismo), indicando o afastamento da percepção qualitativa do consumidor à situação de indiferença (índice=100).

Assim como o ICC, a apuração ocorre através da média de dois sub-índices, percepção presente e expectativa futura que, no caso específico do IEC, são igualmente representados

(têm o mesmo peso) denominados de Situação Financeira Presente e Índice de Expectativas Financeiras.

A partir de julho de 2004 o IBRE/FGV passou a realizar mensalmente a Sondagem de Expectativas do Consumidor (SEC), indicador divulgado até então, em bases trimestrais desde outubro de 2002 para monitorar o comportamento do consumo agregado através das decisões de gastos e poupança dos consumidores nas doze principais capitais do país.

Este indicador consiste no levantamento de oito itens divididos em dois grupos denominados Situação Presente e Expectativas. No primeiro grupo são capturadas as freqüências das respostas qualitativas dos consumidores (boa, normal, ruim) sobre a situação econômica do país e de sua família no momento atual e em relação a seis meses atrás e, ainda, se sua família está poupando, equilibrada ou endividando-se. No grupo das expectativas, além de avaliar as projeções qualitativamente dos consumidores quanto à situação econômica do país e de suas famílias seis meses à frente, apura-se as perspectivas dos gastos com itens de alto valor relativo no comparativo entre o semestre anterior e o seguinte.

2.1.1 - A Escolha do Indicador de Expectativas

A escolha do indicador mais adequado para o presente estudo priorizou, inicialmente, a série que dispusesse do maior número de observações. Neste sentido, a adoção deste critério favoreceu os índices mensais, porém, o descarte dos demais indicadores se deu, também, em razão de problemas estruturais das séries que dispunham de informações trimestrais. No caso do INEC, por exemplo, além da alteração na periodicidade regular dos dados, ao se substituir

as coletas trimestrais por dados computados a cada dois meses, em determinados períodos, os intervalos entre as informações chegou a quatro meses, como entre novembro de 1996 e março de 1997, fenômeno que voltou a ocorrer nos mesmos meses de 1998 e 1999. Dessa forma, a utilização deste conjunto de informações, se já não era apropriada, dado o reduzido número de observações (menos de quarenta períodos), tornou-se inviável diante da barreira metodológica imposta pela irregularidade das informações.

No caso da Sondagem de Expectativas do Consumidor, a única irregularidade observada na periodicidade dos dados ocorreu na transição da periodicidade trimestral para mensal em julho de 2004. Embora esta mudança pudesse ser contornada através da utilização de médias fixas ou móveis, o número de observações da SEC é ainda menor que o do INEC. Entre a criação do índice e junho de 2005 apenas dezenove observações estão disponíveis, o que também foi crucial para a não utilização deste indicador na pesquisa atual.

Dentre os dois índices candidatos restantes, o IEC e o ICC, apurados mensalmente pelas Federações Estaduais de Comércio dos Estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, respectivamente, a escolha favoreceu o segundo indicador. O ICC dispõe de cento e trinta e três observações desde a sua criação até junho de 2005 contra sessenta do IEC apurado na região metropolitana da capital fluminense. Além disso, a escolha da série de São Paulo se justifica não apenas em razão da maior longevidade do ICC, mas também da representatividade econômica daquela região no contexto econômico nacional associada à incompatibilidade prévia de se trabalhar como os dados agregados das duas regiões.

2.2 - As Séries de Consumo

Assim como na escolha do índice de expectativas, o indicador de consumo a ser adotado ao longo deste trabalho priorizou a série de informações que apresenta a maior quantidade de observações para o mesmo período do índice de confiança coincidente, portanto, com a vigência do Plano Real. Neste sentido, a utilização de dados trimestrais representaria uma redução drástica do número de observações também da série de consumo. Adicionalmente, a indisponibilidade, nas contas nacionais, de dados relativos ao total de gastos dos consumidores para a região coberta ICC, optou-se pela escolha de uma variável *proxy* para o consumo.

Dois indicadores se apresentam como candidatos a cumprir este papel: A receita bruta de vendas do varejo apurada através da Pesquisa Mensal de Comércio (PMC) do IBGE e o faturamento do comércio levantado pela FCESP através da Pesquisa Conjuntural do Comércio Varejista (PCCV). Embora a variável investigada em ambas as pesquisas seja a mesma, ou seja, o faturamento do comércio oriundo da venda de bens no varejo - não computando, portanto, atividades do setor de serviços - estas séries diferem metodologicamente em aspectos relevantes.

Enquanto a PMC do IBGE captura os dados em todo o Estado de São Paulo, o universo geográfico da pesquisa da Fecomércio-SP se restringe à região metropolitana da capital daquele estado. Um outro aspecto se refere às unidades de investigação das pesquisas. No levantamento mensal do IBGE, a coleta de dados é realizada em amostras formadas por empresas com vinte ou mais empregados ao passo que a PCCV recolhe informações em todos os portes de empresa.

Com base nestas primeiras características das séries do comércio varejista, a opção pelo índice da FCESP se mostrou, pelo menos inicialmente, a escolha mais prudente. Conforme observado anteriormente, o universo geográfico do índice de confiança escolhido atende apenas à região metropolitana de São Paulo. Assim, as variáveis presentes neste estudo devem se reportar à realidade do consumo daquela região.

Adicionalmente, de acordo com a última versão da Pesquisa Anual de Comércio (PAC) do IBGE de 2003, naquele ano o número de empresas varejistas¹² com vinte ou mais empregados representou 1,53% das empresas do varejo do país e 54,32% do faturamento total¹³ desta atividade em nível nacional. Mesmo considerando que, em São Paulo, o peso das empresas de grande porte (utilizando-se como critério o número de empregados) seja maior, ainda assim, certamente, a opção pelo indicador do IBGE, representaria a exclusão de uma parcela significativa do consumo.

Não menos importante que a participação relativa das empresas de menor porte no total do faturamento da região coletada, são os possíveis impactos distintos causados pelos ciclos de expansão e retração econômica sobre as duas amostras. Portanto, ao adotar o resultado do faturamento restrito ao grupo de empresas de maior porte como *proxy* do consumo poder-se-ia viesar a interpretação desta variável em direção à realidade das vendas daquela amostra.

¹² Incluindo as empresas do setor automotivo.

¹³ De acordo com o conceito de receita operacional líquida da pesquisa.

Além do maior número de observações da pesquisa da Federação de Comércio divulgada desde 1979 – a PMC do IBGE na região metropolitana de São Paulo se iniciou em janeiro de 2000 - um último aspecto favorável à escolha da série da FCESP se refere à disponibilidade não apenas do total das vendas na região metropolitana de São Paulo, mas também, de informações em nível mais detalhado, o que permitiu o acompanhamento do consumo segundo categorias de uso (bens duráveis, semiduráveis e não-duráveis) além da evolução do faturamento específico das vendas no comércio automotivo e de materiais de construção.

De acordo com a metodologia da pesquisa conjuntural do comércio varejista, a categoria de consumo de bens duráveis é composta pelos seguintes segmentos: Lojas de departamentos, móveis e decorações, utilidades domésticas cine-foto-som e óticas. O grupo de bens semiduráveis é composto pelas lojas de vestuário, de tecidos e de calçados. Enquanto que a categoria de bens de consumo não duráveis é representada pelos supermercados e farmácias e perfumarias.

2.3 – As Variáveis Macroeconômicas

Conforme observaram CARROLL *ET. AL.* (1994) em seu trabalho empírico, a escolha das variáveis macroeconômicas candidatas a explicar a evolução do consumo é um processo razoavelmente arbitrário. Assim, diante da ausência de um critério formal de escolha destas variáveis e da característica investigativa desta pesquisa, se buscou levantar um conjunto de dados que, de alguma forma, possam estar relacionados ao consumo na região pesquisada.

A escolha das séries procurou contemplar desde aquele grupo de variáveis mais tradicionais que, conforme a Teoria do Consumidor, se relacionam com a evolução do consumo como renda e crédito ao consumidor além da produção industrial, interpretada como uma proxy para o nível de atividade econômica. Adicionalmente, o levantamento das informações acerca do nível de emprego se justifica pela abordagem explícita deste aspecto na quarta questão da metodologia do ICC, embora também não se possa ignorar que a evolução desta variável possa se refletir sobre as perspectivas quanto à situação financeira pessoal ou familiar. A inclusão da série de inflação no conjunto das informações de controle ou macrofundamentadas objetivou captar o efeito da percepção de estabilidade econômica refletida nesta variável sobre a formação das expectativas dos consumidores. De forma a contar com o maior número possível de observações, assim como na escolha do ICC, o grupo das variáveis macro-fundamentadas é composto pelo seguinte grupo de séries mensais:

Tabela 2 - Variáveis Macro-Fundamentadas Selecionadas

Série	Descrição	Unidade	Fonte	
Renda	Rendimento Nominal dos trabalhadores ocupados (trabalho principal) na região metropolitana de São Paulo	R\$	SEADE / DIEESE	
Crédito	Concessões consolidadas de operações de crédito com recursos livres para pessoas físicas	R\$ Milhares	Banco Central do Brasil	
Desemprego	Taxa de desemprego total (oculto e aberto) na região metropolitana de São Paulo	% da PEA	SEADE / DIEESE	
Inflação	Inflação Índice de inflação na região metropolitana de São Paulo		IBGE	
Produção Industrial	Índice da produção física industrial de bens de consumo	Média de 2002=100	IBGE	

Obs: A série de crédito inicia-se apenas em junho de 2000.

Apesar da carência de indicadores em nível municipal ou metropolitano, a coleta de dados que compõem o grupo de variáveis macro-fundamentadas procurou contemplar a abrangência geográfica das séries de consumo e expectativas selecionadas anteriormente, objetivo diretamente alcançado somente no tocante à renda, desemprego e inflação. No entanto, diante da representatividade econômica da região metropolitana de São Paulo, não surgiram evidências de que o comportamento das demais variáveis, apuradas apenas em nível nacional, seja sistemática e significativamente distinto naquela região específica.

De forma a minimizar dificuldades oriundas apenas das diferentes ordens de grandeza e preservar as características das séries, todas as variáveis contidas na base de dados sofreram transformações logarítmicas. As séries monetárias foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) da região metropolitana de São Paulo suprido mensalmente pelo IBGE.

2.4 - Análise da Base de Dados

Uma avaliação visual¹⁴ preliminar do conjunto de dados que compõem o presente estudo sugeriu a presença de determinadas características mais nitidamente pronunciadas em umas séries do que em outras, são elas: padrões sazonais, não-estacionariedade ou quebras estruturais. No entanto a análise meramente gráfica não permite avaliar precisamente a presença destas características em todo o conjunto de dados. Por este motivo, esta seção da pesquisa será dedicada à adoção de testes específicos para a detecção destes fenômenos de

_

¹⁴ Os gráficos de todas as séries encontram-se nos anexos 1A a 2A.

forma mais apropriada. Caberá, portanto, à análise do correlograma e aos testes de raízes unitárias e de mudança estrutural de PERRON (1989) a detecção destas características em toda a base de dados.

2.4.1 - Sazonalidade

Não por acaso, a primeira característica dos dados a ser verificada foi a presença de um componente sazonal. Se por um lado a adoção de um processo de ajuste sazonal permite a comparabilidade de observações consecutivas anteriormente prejudicada pela sazonalidade, por outro, pode provocar alterações na estrutura original da série a ponto de se tornar oportuna uma nova reprodução dos testes de estacionariedade e de quebras estruturais que serão adotados em seguida.

O procedimento adotado será, inicialmente, recorrer à análise dos seus correlograma nos três conjuntos de dados, mais precisamente, às estatísticas-Q resultantes das funções de autocorrelação parcial¹⁵. Além da dinâmica econômica de estímulo do nível de atividade em determinados períodos do ano, não se pode desprezar o efeito que o número de dias úteis pode exercer sobre a maior parte das variáveis envolvidas na pesquisa atual. Neste sentido, o procedimento de ajuste sazonal adotado na base de dados atual também contou com possíveis impactos decorrentes do efeito-calendário sobre as séries. Este último motivo justificou a adoção de um processo de ajuste sazonal mesmo nos casos das séries de renda e de crédito ao

-

¹⁵ A análise da função de autocorrelação das séries simples será abordada no tópico seguinte referente à estacionariedade das séries.

consumidor que não acusaram a presença de componentes sazonais de médio prazo (a partir de sexta ata a décima oitava defasagem.

Nos casos em que se constatou a presença de uma estrutura sazonal nos dados, o processo de ajustamento utilizado foi o Census X12 e a sua eficiência no processo de remoção da sazonalidade foi averiguada através de uma nova avaliação da correlação serial parcial, principalmente, naquelas defasagens em que este fenômeno se mostrou significativo anteriormente à aplicação do processo de ajustamento.

Embora existam outros procedimentos alternativos disponibilizados pelo próprio método X12 como, por exemplo, o método multiplicativo ou log-aditivo, a fim de se evitar problemas referentes à incompatibilidade resultante da eventual presença de valores negativos nas séries, optou-se, inicialmente, por um método aditivo acompanhado de uma especificação ARIMA (0,1,1). Os resultados da adoção deste procedimento sobre as estatísticas-Q se encontram na tabela 1.1A do anexo.

No grupo das variáveis de consumo este fenômeno se pronunciou mais claramente nas décima segunda e décima terceira defasagens em quatro das séries levantadas, caracterizando o aquecimento típico do nível de consumo do último mês do ano e a desaceleração de janeiro do ano seguinte¹⁶. Na série de vendas de materiais de construção, o efeito de médio prazo se pronuncia apenas nos meses dezembro enquanto que, no comércio automotivo, não se pôde detectar um padrão sazonal significativo além da terceira defasagem. Ainda assim optou-se

-

¹⁶ Exceto o crédito ao consumidor do grupo de variáveis macroeconômicas que se inicia em junho de 2000, todas a séries começam a partir de janeiro de 1995.

por adotar o mesmo procedimento de ajuste em todas as séries uma vez que, em determinados casos, foram também eliminados efeitos sazonais também de curto prazo decorrentes do ajuste pelo número de dias úteis. Foram os casos das vendas de bens de consumo duráveis, não duráveis e semiduráveis.

Com o auxílio do gráfico 2A e das estatísticas-Q resultantes da análise da função de autocorrelação parcial registrada na tabela 1.2A pode-se constatar que a série do índice de confiança do consumidor não acusa a presença de um componente sazonal. Como, nem mesmo os efeitos decorrentes do número de dias úteis se mostram significativos, optou-se pela não adoção de um processo de ajuste deste efeito nesta série de dados.

Dentre as séries macroeconômicas, a remoção da sazonalidade nos dados que originalmente acusaram a presença deste componente¹⁷, se mostrou igualmente eficiente, especialmente, nas variáveis de desemprego e produção industrial. Nas séries que não acusaram padrões sazonais significativos de médio prazo, o processo de ajuste de dias úteis não alterou a interpretação da autocorrelação de curto prazo.

Nas defasagens de curto prazo, a constatação de um padrão sazonal decorrente do número de dias úteis na série do crédito ao consumidor, por exemplo, pode ter sido prejudicada pela expansão, sobremaneira acentuada, do volume de recursos concedidos ao consumidor no período da amostra¹⁸. Por sua vez, na série da renda, embora não se possa descartar

¹⁷ As funções de autocorrelação parcial para este conjunto de dados está registrada na tabela 1.2A do anexo.

¹⁸ No período de disponibilidade de dados o crédito ao consumidor cresceu, em termos reais, a uma taxa média de 1,29% ao mês (16,66% ao ano).

seguramente a ausência de um pico sazonal na sétima defasagem, a autocorrelação parcial observada revelou uma forte dependência apenas das defasagens recentes em cada observação, o que pode ser interpretado como um sinal da rigidez do mercado de trabalho no Brasil em relação às oscilações conjunturais.

Ainda no tocante à renda, de acordo com a metodologia da série suprida pela Fundação Seade/Dieese, o benefício do décimo terceiro salário não é computado, o que explica a ausência do padrão sazonal esperado nos últimos meses do ano. Porém, como a pesquisa não discrimina trabalhadores do mercado formal e informal, pode ser que, indiretamente a renda deste segundo grupo seja afetada pelo pagamento daquele benefício ao primeiro. Adicionalmente, os efeitos de curto prazo podem introduzir componentes sazonais no conjunto de dados através, por exemplo, do rendimento de trabalhadores autônomos que recebem pagamentos diários. Assim, à exceção das séries de inflação, que não se mostraram influenciadas pelo do número de dias úteis, todas as demais séries deste conjunto de dados sofreram ajustes sazonais ¹⁹.

2.4.2 - Estacionariedade

A análise da função de autocorrelação²⁰ das variáveis que integram a base de dados sugere, de forma generalizada, um elevado grau de memória das observações. Essa característica persistente das séries, revelada através da significância das estatísticas-Q em sucessivas defasagens, pode ser um indício de que a maior parte destas séries seja não estacionária. No

-

¹⁹ Nas séries de produção industrial os picos do padrão sazonal se apresentaram antecipadamente entorno dos meses de setembro e novembro.

²⁰ O registro das funções de autocorrelação das séries simples da base de dados encontra-se na tabela 2A.

entanto, para a verificação da ordem de integração das séries utilizou-se como procedimento padrão os testes de raízes unitárias de DICKEY-FULLER aumentado (ADF) e de estacionariedade KPSS. A escolha do número de defasagens em cada um dos testes obedeceu aos critérios de Schwarz e padrão de Bartlett kernel, respectivamente. Foi considerada, ainda, a possibilidade de inclusão de variáveis exógenas de intercepto e tendência sujeitas à significância estatística destes termos nos testes realizados. A tabela a seguir apresenta os resultados dos testes ADF e KPSS em todas as variáveis envolvidas neste estudo, bem como, seus respectivos p-valores.

Tabela 3 – Identificação da Ordem de Integração das Séries da Base de Dados Segundo os Testes de Raiz Unitária (ADF) e de Estacionariedade (KPSS)

			ADF					KPSS			
Variáveis	Nível	Constante	Tendência	1ª Difer.	Valor Crítico (*)	Nível	Constante	Tendência	1ª Difer.	Valor Crítico (**)	Ordem de Integração
		estatí	stica-t		()		estatí	stica-t		()	
Total do Varejo (AS)	-2,9988	2,9838	2,8659	-16,8610	-3,4892	0,9354	694,5656	-	0,0704	0,4630	I(1)
Bens Duráveis (AS)	-2,9188	2,9219	-	-	-2,9126	0,0973	330,9190	2,6908	-	0,1460	I(0)
Bens Semiduráveis (AS)	-1,1241	-	-	-11,8156	-1,9465	1,1973	136,2227	-	0,1947	0,4630	I(1)
Bens Não-duráveis (AS)	-2,0582	2,0887	1,9486	-17,5321	-3,4892	0,1455	228,1627	27,4628	-	0,1460	I(1)☆
Comércio Automotivo (AS)	-1,0239	-	-	-12,5731	-1,9465	0,2339	144,5745	-14,2612	0,1074	0,1460	I(1)
Materiais de Construção (AS)	-6,1110	-6,0938	-3,3013	-	-3,4892	0,0951	360,0961	-8,8067	-	0,1460	I(0)
ICC	-3,1204	3,0688	2,1044	-10,6990	-3,4892	0,2802	240,8523	3,4449	0,0575	0,1460	I(1)
Renda (AS)	-2,9153	2,9104	-2,9208	-16,6399	-3,4892	0,1614	900,2714	30,5192	0,0500	0,1460	I(1)
Crédito ao Consumidor (AS)	3,0121	-	-	-10,2099	-1,9465	0,1498	456,0123	11,6148	0,0858	0,1460	I(1)
Desemprego (AS)	-3,0467	3,0994	-	-	-2,9126	0,2282	174,5507	11,6183	0,0625	0,1460	I(1)
Inflação	-3,3938	3,4523	3,1316	-5,3270	-3,4892	0,1383	720,9818	64,5800	-	0,1460	I(0)
Prod. Industrial (AS)	0,5803	-	-	-13,7949	-1,9465	0,1927	548,1183	4,0207	0,1291	0,1460	I(1)

⁽AS) Série ajustada sazonalmente.

Os teste de identificação da ordem de integração revelaram que ao nível de significância de 5% a maioria das variáveis que compõem a base de dados é composta por séries integradas de

^(*) De acordo com o teste unicaudal de Mackinnon (1996) a 5% de significância.

^(**) De acordo com a tabela 1 de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) a 5% de significância.

[☆] Prevelaceu o diagnóstico do testes ADF

primeira ordem, portanto, estacionárias na primeira diferença. Os testes acusaram resultados conflitantes apenas para o consumo de bens não-duráveis. Neste caso optou-se por adotar o diagnóstico do teste ADF, uma vez que, a estatística obtida através do teste KPSS acusou um valor extremamente próxima ao seu valor crítico. Em todos os casos de não-estacionariedade dos dados em nível foi possível rejeitar a hipótese nula com alto grau de segurança, após a primeira diferenciação.

A série de materiais de construção revelou a presença de um processo de tendência estacionária de acordo com o resultado do teste associado à significância estatística do termo de tendência nestes conjuntos de dados. A estatística-t da série de inflação, por sua vez, encontra-se próxima ao valor crítico do teste, assim como nos resultados das séries e consumo de bens duráveis e da taxa de desemprego. Contudo, o resultado do teste KPSS, permitiu identificar adequadamente a ordem de integração nestes conjuntos de dados.

Nos três casos a inclusão de um termo que capture o padrão de estacionariedade através de uma possível tendência determinística se mostrou significativa, porém, a ordem de integração nestas séries de dados acusou conclusões diferentes. O consumo de bens duráveis e o índice de inflação na região metropolitana de São Paulo revelaram processos de tendências estacionárias enquanto que o teste da série de desemprego acusou não estacionariedade, mesmo na presença significativa da tendência determinística.

No caso desta última série, um conjunto de dados relativos, a não-estacionariedade da sua evolução temporal pode ser explicada pela observação de dois padrões bem definidos de

médias sub-amostrais. Em um primeiro período a taxa que se situava em 12,1%, em janeiro de 1995, passou a acusar uma tendência de crescimento que se estendeu até aproximadamente julho de 1999 alcançando 20,1% da população economicamente ativa da região metropolitana de São Paulo segundo o SEADE/DIEESE. No período subseqüente, o componente de tendência crescente perdeu evidência com as observações evoluindo de forma estacionária entorno de uma média de 18,5%.

Dessa forma, apesar dos testes apontarem para a presença de raízes unitárias, não se pode rejeitar que a sua não-estacionariedade pode ser decorrente de uma mudança estrutural na série. A observação do gráfico 2A no anexo sugere que este fenômeno pode estar presente também na série do ICC. Com o objetivo de se apontar mais apropriadamente a ordem de integração destas séries, a seção seguinte reproduzirá o teste de PERRON em busca de possíveis quebras estruturais nesta duas séries.

2.4.3 - Teste de Quebras Estruturais de PERRON

Graficamente, a não-estacionariedade das expectativas (ICC) se caracteriza por contrastes marcantes no grau de otimismo dos consumidores. No período avaliado se observaram dois momentos nítidos de depreciações significativas das expectativas. O primeiro, no início de 1999, provavelmente decorrente da crise cambial se refletiu na acentuada desvalorização do Real iniciada em janeiro daquele ano e, o segundo, em meados de 2001, com a crise de energia elétrica. Em contrapartida nos períodos de retomada do ritmo de atividade econômica a partir

de 2000, o otimismo dos consumidores apresentou uma tendência de crescimento afastandose, sistematicamente, da média amostral.

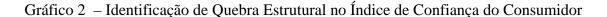
Seguindo, portanto, a metodologia proposta por de PERRON (1989) procurar-se-á, inicialmente verificar significância estatística de três variáveis *dummy* correspondentes a dois períodos. A primeira variável refere-se aos reflexos da crise cambial sobre a confiança dos consumidores no período compreendido entre fevereiro a maio de 1999. A segunda *dummy* captura o período pós-racionamento de energia (de junho de 2001 ao final da série) e a terceira representa o componente de tendência deste segundo período. A partir desta especificação os coeficientes estimados e suas respectivas estatísticas-t foram os seguintes

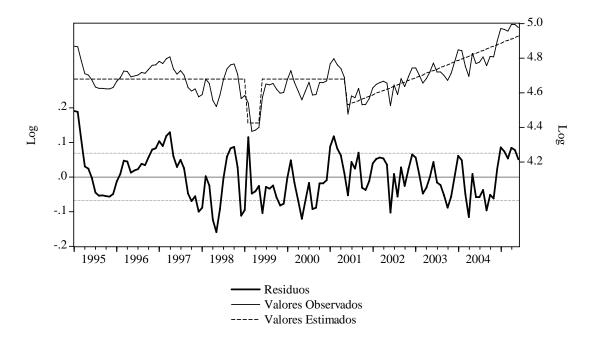
$$ICC = 4,68C - 0,25D_1 - 0,78D_2 + 0,01D_3$$
 (2.1) $[584,5304] [-7,2398] [-11,0785] [11,9649]$

$$R^2 = 0.6439$$

Onde ${\it C}$ é um termo de intercepto e ${\it D}_q$, as respectivas variáveis ${\it dummy}$.

Graficamente, os valores observados, estimados e dos resíduos podem ser representados da seguinte forma:





De acordo com a especificação a seguir, a estacionariedade dos resíduos estimados contra seus próprios valores defasados um período revelou, através de um novo teste ADF que, mesmo ao nível de significância de 1% (valor crítico igual a –2,5836), o padrão não estacionário da série do ICC, anteriormente observado, se deveu à simples mudança de estrutura dos dados.

$$resid_icc = 0.37 resid_icc(-1)$$

$$[5.5895]$$
(2.2)

Na série de desemprego, contrariamente à especificação do teste do índice de confiança do consumidor, o componente de tendência se pronunciou crescentemente na sub-amostra anterior à quebra estrutural (em julho de 1999) e, partir de então, este padrão perde evidência. No entanto, o processo de identificação das possíveis quebras estruturais nesta série não

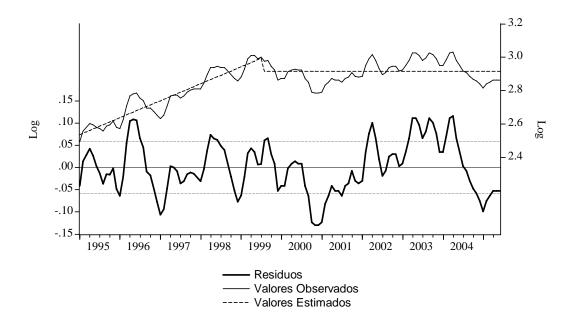
impede que se siga a mesma especificação da utilizada no caso do ICC apresentada, genericamente, a seguir:

$$Y_t = c + a_1 D_q + a_2 t D_q$$

Onde Y_t corresponde à taxa de desemprego, c é o termo de intercepto, D_q a variável dummy referente à quebra estrutural e t o componente de tendência determinística.

Graficamente, os resultados obtidos a partir da adoção da especificação proposta podem ser representados da seguinte forma:

Gráfico 3 – Identificação de Quebra Estrutural na Série de Desemprego



A reavaliação da ordem de integração através de um novo teste ADF dos resíduos da especificação adotada confirmou a significância da quebra estrutural testada. A tabela a seguir reproduz os resultados do teste que confirmou a estacionariedade dos resíduo a partir da especificação adotada:

Tabela 4 – Teste ADF nos Resíduos da Série de Desemprego

	Nível de Siginificância	Histatistica.t	Prob.*
Estatística do teste ADF		-3,2114	0,0015
Valores críticos do teste:	1%	-2,5842	
	5%	-1,9435	
	10%	-1,6150	

^(*) De acordo com o teste unicaudal de Mackinnon (1996).

Portanto, em relação à ordem de integração dos componentes da base de dados, pode-se concluir que observada a quebra estrutural em junho de 2001, o índice de confiança do consumidor se configura numa série estacionária. Da mesma forma, considerada a mudança estrutural de julho de 1999, a série de desemprego se mostrou igualmente estacionária. Nas séries de consumo de bens duráveis, materiais de construção, e inflação foram detectados processos de tendências estacionárias enquanto que as demais séries foram consideradas integradas de primeira ordem.

3 – O PROCESSO INVESTIGATIVO

Partindo de uma abordagem de vetores autoregressivos o processo investigativo do presente trabalho encontra-se divido em três fases, cada uma correspondendo a uma das "teorias populares" levantadas por FUHRER (1993). Assim, na primeira fase, o objetivo será mensurar o poder explicativo do índice de confiança do consumidor e avaliar se as expectativas destes agentes causam variações no consumo futuro. Na fase seguinte, buscar-se-á mensurar se, em termos relativos, as expectativas explicam o consumo de forma tão eficiente quanto as variáveis macro-fundamentadas, conforme defende a segunda "teoria popular". Por último, uma vez controlados os efeitos decorrentes das variáveis macroeconômicas sobre o consumo, o objetivo será avaliar o poder explicativo incremental sobre os gastos dos consumidores através da incorporação do índice de confiança do consumidor nas estimações.

3.1 - Primeira Fase

Um primeiro procedimento, comum a todas as fases do processo investigativo, será encontrar uma ordem de defasagem que represente adequadamente a relação entre as variáveis envolvidas nas estimações. Ao invés de fixar uma ordem específica de defasagens, conforme o fizeram CARROLL *ET. AL.* (1994), procurar-se-á adotar um critério de informação que permita identificar formalmente uma relação significativa em cada uma das especificações, evitando-se, a construção de modelos sobreparametrizados e, simultaneamente, preservando a eficiência assintótica dos estimadores, de modo que, ao se expandir a amostra o coeficiente estimado "caminhe" para o verdadeiro valor do parâmetro da população. Neste sentido, como

forma de penalizar o poder explicativo da especificação a partir da adoção de coeficientes não significativos, adotou-se o critério de seleção de defasagens de Hannan-Quinn.

Assim, de acordo com este critério, o primeiro par de colunas da tabela 3A, por exemplo, registra o vetor autoregressivo bivariado a partir do qual o consumo é explicado pela sua própria evolução e pelo ICC defasados dois períodos e vice-versa, ao passo que, no VAR bivariado envolvendo o consumo de bens não-duráveis e as expectativas dos consumidores se relacionam no curto prazo com apenas um período de defasagem. Os outros pares de colunas representam as especificações envolvendo o índice de confiança do consumidor e as demais sub-categorias de consumo de acordo com o mesmo critério de seleção de defasagens.

Além das duas variáveis explicativas defasadas todas as especificações desta primeira fase contaram com termos exógenos de intercepto (C) e variáveis dummy para o período de impacto da crise cambial sobre as expectativas dos consumidores (D01) entre fevereiro e maio de 1999 bem como, variáveis para o controle de quebra estrutural do índice de expectativas do consumidor controlada a partir de junho de 2001, já discutidas no capítulo anterior (D02 e D03).

Adicionalmente, o processo de tendência estacionária observado nas séries de consumo de bens duráveis e materiais de construção sugeriu a inclusão de em termo de controle da tendência determinística (T) nas estimações integradas por pelo menos uma destas duas séries de dados. O poder explicativo das variáveis é representado pelo coeficiente de determinação (R^2) ajustado como uma forma de se evitar a sobreparametrização das estimações.

Uma etapa seguinte ainda, nesta primeira fase, consistiu em se verificar o sentido da causalidade entre as séries envolvidas na estimação a partir do teste de Granger. Especialmente relevante para a verificação da primeira "teoria popular", registra-se aqui que o sentido de causalidade aqui não deve ser interpretado como o efeito, por exemplo, da confiança do consumidor sobre seus gastos agregados, mas sim, se o comportamento desta variável pode ser antecipado pela evolução das expectativas defasadas o que, em uma abordagem autoregressiva vetorial, significa testar a hipótese de que uma das variáveis endógenas possa ser tratada como exógena. Dessa forma, com base na tabela 3A, na relação entre o consumo total no varejo e o grau de confiança do consumidor, pode-se rejeitar a hipótese nula de que as expectativas não causam, no sentido de Granger, os gastos dos consumidores ao nível de significância de 5%.

Assim, além do poder explicativo das expectativas sobre o consumo total e suas sub-categorias extraídos da tabela 3A, o quadro a seguir, sintetiza os resultados também do teste de causalidade de Granger relevantes para a análise da primeira "teoria popular":

Tabela 5 – Poder Explicativo do Índice de Confiança do Consumidor sobre as Categorias de Consumo e Teste de Causalidade de Granger

Critério	Consumo Total		Bens Semiduraveis	Bens Não-duráveis		Materiais de Construção
R ² ajustado	0,1981	0,6110	0,1364	0,1553	0,2160	0,1398
Teste de Granger	С	CI	-	-	-	C

C=Causalidade, no sentido de Granger, das expectativas sobre o consumo ao nível de significância de 5%, (CI) = Causalidade dupla, (-) = Ausência de um sentido de causalidade

Como o consumo total representa uma média ponderada das demais subcategorias, torna-se evidente o papel desempenhado pelas expectativas ao antecipar determinadas sub-categorias de consumo. Dessa forma, nota-se que a relação de causalidade advém da capacidade daquele índice em antecipar o consumo de materiais de construção, a partir do qual praticamente 14% do consumo pode ser explicado pelos seus valores defasados associados às expectativas dos consumidores nos dois meses anteriores.

Porém, de forma ainda mais evidente, o consumo de bens duráveis se mostrou sensível ao índice de confiança do consumidor, especialmente, no período posterior à quebra estrutural verificada na série das expectativas. Neste caso, a existência de uma questão específica sobre o consumo de bens duráveis quando da apuração das condições econômicas correntes do ICC sugere uma captura mais eficiente das expectativas dos consumidores sobre este aspecto do consumo.

Finalmente, um último teste realizado consistiu na verificação da hipótese nula de presença de heterocedasticidade nos resíduos das regressões através do teste de WHITE (1980). A significância estatística do teste é aqui interpretada como um problema de especificação na medida em que a hipótese nula assume que os erros são homocedásticos, independentes dos regressores e que a especificação linear do modelo está correta. A rejeição da hipótese nula, no entanto, não invalida os coeficientes estimados, apenas implica na imprecisão dos desviospadrão e estatísticas de significância obtidos. Como uma medida corretiva à detecção da

heterocedasticidade dos resíduos, pode-se recorrer a um outro método de estimação (mínimos quadros ponderados ou de dois estágios).

Dentre as seis especificações propostas nesta primeira fase, pode-se observar que a 5% de significância, apenas no vetor bivariado relativo ao comércio automotivo os resíduos se apresentaram como heterocedásticos, porém, em decorrência da rejeição da relação causal entre esta categoria de gastos e as expectativas dos consumidores este resultado não se mostrou relevante diante do propósito desta fase da investigação.

No entanto, a interpretação das estimações do consumo através das expectativas dos consumidores revela que aproximadamente 20% da variação dos gastos totais dos consumidores pode ser explicada pelos seus próprios valores e pelas suas expectativas defasados dois períodos. Adicionalmente através desta especificação foi possível identificar um sentido de causalidade predominante a partir das expectativas em relação ao consumo total.

3.2 - Segunda Fase

De acordo com a segunda "teoria popular" levantada por FUHRER (1993), embora as expectativas dos consumidores possam não ser a causa das variações no gastos destes agentes, medidas através de um índice de confiança, elas explicaram o consumo futuro tão eficientemente quanto outras variáveis macroeconômicas.

As tabelas 4.1A a 4.6A registram as estimações dos vetores autoregressivos bivariados de cada categoria de consumo em relação ao conjunto de variáveis macroeconômicas. Assim, da mesma forma como na tabela 3A, cada par de colunas representa um VAR bivariado no qual a variável dependente é primeiramente uma das variáveis de consumo e a segunda, agora, uma série macro-fundamentada. Além de termos de intercepto (*C*), naquelas especificações integradas por variáveis que acusaram a presença de processos de tendência estacionária (consumo de bens duráveis e matérias de construção e inflação), recorreu-se uma dummy (*T*) para o controle desta característica. Adicionalmente, o controle da quebra estrutural e da tendência observada na série de desemprego no período entre janeiro de 1995 e julho de 1999 requereu a utilização das variáveis binárias (*D04* e *D05*) nas estimações que contam com esta variável macroeconômica.

Porém, contrariamente à primeira fase do processo investigativo, a possibilidade de estimações envolvendo séries não estacionárias, tanto no grupo de informações referentes ao consumo, quanto no dos dados macroeconômicos permitirá, em um procedimento adicional, avaliar a possibilidade de que determinadas variáveis destes dois grupos compartilhem, por exemplo, a mesma tendência de longo prazo. Neste sentido, recorreu-se ao teste desenvolvido por JOHANSEN (1995) como forma de verificar a presença significativa de um vetor de cointegração entre estes conjuntos de dados.

Todos os possíveis vetores autoregressivos estimados a partir de uma das séries de consumo não-estacionárias (consumo total, bens semiduráveis, não-duráveis e comércio automotivo) e outra do grupo de variáveis macroeconômicas com a mesma ordem de integração (renda,

crédito ao consumidor e produção industrial) foram submetidos ao prodedimento proposto por JOHANSEN (1995), composto pelos testes do traço e do máximo autovalor e, cujos resultados apontaram para a existência de relações de equilíbrio de longo prazo apenas nos dois casos apresentados a seguir:

Tabela 6 – Identificação de Relações de Cointegração entre Variáveis Macroeconômicas e de Consumo a Partir do Teste de JOHANSEN

VAR Bivariado: Consumo de Bens Não-Duráveis x Renda									
		Teste do Tra	<u>ço</u>	Má	iximo Autov	<u>alor</u>			
Nº de Vetores de Cointegração		Valor critico a 5%	Valor critico a 1%			Valor critico a 1%			
Nenhum *	16,31	15,51	20,04	16,12	14,07	18,63			
Até 1	0,18	3,76	6,65	0,18	3,76	6,65			
VAR	Bivariado:	Comércio A	utomotivo x	Crédito ao	Consumidor	•			
		Teste do Tra	ço	<u>Má</u>	iximo Autov	<u>alor</u>			
Nº de Vetores de Cointegração		Valor critico a 5%	Valor critico a 1%			Valor critico a 1%			
Nenhum *	19,46	15,41	20,04	17,86	14,07	18,63			
Até 1	1,59	3,76	6,65	1,59	3,76	6,65			

^(*) denota a rejeição da hipótese nula a 5% de significância

Em ambos as especificações, além das variáveis defasadas um período em nível (log), o vetor de cointegração contou com um termo de intercepto. Na primeira destas estimações registrada na tabela 4.4A, a partir dos desvios de curto prazo, o vetor de cointegração revela que o ajuste à trajetória de equilíbrio ocorre a taxas semelhantes nas séries de consumo de bens não duráveis e renda (-23,15% e -24,75% ao mês, respectivamente). Contra-intuitivamente o consumo de bens não-duráveis e a renda encontram-se negativamente correlacionados o que pode ser ilustrado através do gráfico 3A, no qual a série dos rendimentos reais acusa uma tendência decrescente diante da elevação do consumo dos bens desta categoria também descontada a variação da inflação n período amostral.

A explicação para este descompasso entre o rendimento do trabalho e o consumo em supermercados e drogarias pode advir da evolução declinante do custo do crédito²¹ ao consumidor e da já observada expansão dos recursos, especialmente a partir de 2003. Já entre o comércio automotivo e o crédito ao consumidor, significativa e positivamente correlacionados no longo prazo, o vetor de cointegração revela, através da tabela 4.5A, que o ajuste aos desvios de curto prazo da trajetória compartilhada por estas variáveis é exercido exclusivamente pelo crédito à taxa de 15,76% ao mês.

Rejeitadas, portanto, as hipóteses de que os gastos com bens não-duráveis não apresentem uma relação de longo prazo com a renda dos consumidores e que a aquisição de veículos e autopeças não compartilhem uma trajetória de equilíbrio com a concessão de crédito ao consumidor, exceto nestas especificações os demais vetores contendo variáveis não-estacionárias foram estimados apenas no curto prazo a partir de sua diferenciação.

A mensuração da eficiência relativa das expectativas dos consumidores em relação ao consumo no sentido da verificação da segunda "teoria popular", se deu a partir da comparação do seu poder explicativo sobre o consumo com aqueles obtidos através das estimações integradas pelas variáveis macroeconômicas selecionadas. Dessa forma, o quadro seguinte compara sinteticamente os coeficientes de determinação ajustados obtidos através das primeiras equações em cada VAR, a partir das quais o consumo se apresenta como variável dependente.

²¹ Vide gráfico 3A no anexo.

_

Tabela 7 – Poder Explicativo (R² ajustado) do ICC e das Variáveis Macroeconômicas sobre as Categorias de Consumo

Confiança do	Categorias de Consumo							
Consumidor e Variáveis Macroeconômicas	Consumo Total	Bens Duráveis	Bens Semiduráveis	Bens Não- Duráveis		Materiais de Construção		
ICC	0,1981	0,6110	0,1364	0,1553	0,2160	0,1398		
Renda	0,2037	0,5985	0,1286	0,2526	0,1755	0,6242		
Crédito	0,2476	0,5677	0,1126	0,2220	0,1175	0,4917		
Desemprego	0,2181	0,5856	0,1212	0,2407	0,2603	0,6485		
Inflação	0,1632	0,5879	0,1447	0,1957	0,2035	0,6409		
Produção Industrial	0,1707	0,5877	0,1347	0,2573	0,2149	0,6581		

De um modo geral, a eficiência do poder explicativo a partir das expectativas dos consumidores associadas ao próprio consumo total defasado é relativamente semelhante àquele oriundo das variáveis macroeconômicas. O coeficiente de determinação da especificação em que o ICC é somente uma variável explicativa se mostrou superior ao das especificações contendo o índice de inflação e a produção industrial. De forma mais significativa o ICC acusou um poder explicativo cinco pontos percentuais inferior ao do crédito ao consumidor. Em termos relativos, as demais variáveis macro-fundamentadas não explicam o consumo total em mais do que exatamente dois pontos percentuais comparadas ao ICC.

Nas sub-categorias de consumo, a segunda "teoria popular" registrada por FUHRER (1993) parece ser válida nos gastos com bens duráveis, semiduráveis e no comércio automotivo. No primeiro caso as expectativas dos consumidores são, inclusive, superiores em relação a capacidade explicativa da renda (em 1,25 pontos percentuais), do crédito ao consumidor (em 4,33 pontos percentuais) e todas as demais variáveis econômicas selecionadas. No consumo de

bens semiduráveis e no comércio automotivo, o ICC perde em poder explicativo apenas para as variáveis de inflação (-0,84 ponto percentual) e desemprego (-4,43 pontos percentuais), respectivamente.

Na aquisição de bens não-duráveis e de materiais de construção o grau de confiança do consumidor apresenta um desempenho deficiente em relação às variáveis macrofundamentadas. Em ambos os casos, as expectativas dos consumidores, tomadas como variáveis independentes em relação às suas respectivas categorias de consumo, acusaram menor capacidade explicativa do que todas as variáveis macroeconômicas. No primeiro caso, o R² ajustado do ICC foi 4,04 pontos percentuais inferior ao do macro-fundamento de menor poder explicativo (a inflação). Ainda mais deficiente foi o desempenho das expectativas nas estimações do consumo de materiais de construção onde se observou que a capacidade explicativa do ICC foi 39,19 pontos percentuais menor do que a da variável macroeconômica de pior performance, o crédito ao consumidor.

A capacidade explicativa das expectativas em relação aos gastos com materiais de construção mostrou-se, em termos relativos, ainda mais precária. Comparada à variável macrofundamentada de menor coeficiente de determinação no consumo destes bens, o crédito, o poder explicativo do ICC é 35,19 pontos percentuais inferior e à proxy do nível de atividade, 51,82 pontos menor.

Ainda que nesta segunda fase o sentido de causalidade não assuma um papel relevante, de acordo com a tabela seguinte, a realização do teste de Granger permite a obtenção de

informações adicionais a respeito da interação entre as variáveis de consumo e macroeconômicas selecionadas.

Tabela 8 – Teste de Causalidade de Granger entre Consumo e Variáveis Macroeconômicas

	Categorias de Consumo								
Variáveis Macroeconômicas	Consumo Total	Duráveis	Semiduráveis	Não-duraveis		Materiais de Construção			
Renda	С	-	-	С	=	-			
Crédito	C	C	I	C	С	-			
Desemprego	C	I	-	-	С	-			
Inflação	-	-	-	C	ı	-			
Produção Industrial	-	-	-	CI	С	CI			

C = Causalidade, no sentido de Granger, das variáveis macroeconômicas sobre o consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significância de 5%, (I) a consumo ao nível de significancia de si

Na maior parte das estimações que acusaram pelo menos um sentido de causalidade a variável macroeconômica ajuda a antecipar a evolução futura do consumo de uma maneira geral. No que tange a capacidade antecedente destas variáveis, os gastos totais se mostraram insensíveis ao índice de inflação e à produção industrial.

Em termos desagregados, a resposta do consumo à evolução dos macro-fundamentos integrantes da base de dados, apenas os gastos com bens semiduráveis não se mostraram significativos enquanto que, ao nível de significância de 5%, quase todas as séries macroeconômicas utilizadas foram capazes de antecipar o consumo de bens não-duráveis.

A aquisição de bens de alto valor agregado (bens duráveis e automóveis) se mostrou especialmente dependente do crédito ao consumidor apesar do consumo de bens não-duráveis

⁼ Causalidade inversa, (CI) = Causalidade dupla, (-) = Ausência de um sentido de causalidade.

também sugerir de maneira relevante, uma sensibilidade à ampliação da renda disponível e à expansão do nível de atividade econômica tendo como *proxy* a produção industrial mensal.

3.3 – Terceira Fase

A verificação da terceira "teoria popular" se concentrou sobre aquelas especificações da fase anterior a partir das quais as variáveis macroeconômicas acusaram um sentido de causalidade em relação ao consumo (tabela 8). Dessa forma, a partir do controle do efeito das variáveis macroeconômicas sobre os gastos dos consumidores, a observação da variação do coeficiente de determinação ajustado oriunda da incorporação do ICC nestas estimações, poderá apontar se as expectativas dos consumidores apresentam um poder explicativo incremental sobre o consumo futuro, não captado pelos macro-fundamentos utilizados.

Desse modo, novas estimações agrupadas agora de acordo com a variável macroeconômica especificada, foram registradas nas tabelas 5.1A a 5.5A. Porém, contrariamente à segunda fase do processo investigativo, quando determinadas especificações contavam somente com variáveis integradas de primeira ordem, com a incorporação do ICC, uma série estacionária, testes de cointegração não serão realizados nesta nova fase. Portanto, mesmo naquelas duas especificações compostas pelo comércio automotivo e crédito e, pelo consumo de bens nãoduráveis e renda, onde foram identificadas relações de equilíbrio de longo prazo, nesta terceira fase a estimação contará apenas com os coeficientes de curto prazo.

A utilização do índice de confiança do consumidor defasado como variável explicativa do consumo futuro comprometeu a identificação das relações de causalidade sobre os gastos dos consumidores a partir de variáveis macroeconômicas e do ICC em três das doze especificações identificadas anteriormente na tabela 9. Os resultados do teste de Granger deixaram de ser significativos ao nível de significância de 5%, no caso do desemprego como variável explicativa das vendas no comércio automotivo e nas estimações envolvendo inflação e o desemprego na sub-categoria de bens de consumo não-duráveis. A tabela a seguir apresenta, resumidamente, o resultado do Teste de Granger a partir da incorporação da série do ICC:

Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger entre Consumo e Variáveis Macroeconômicas a Partir da Incorporação do ICC às Estimações

	Categorias de Consumo								
Variáveis Macroeconômicas	Consumo Total	Bens Duráveis	Bens Semiduráveis	Bens Não- duraveis		Materiais de Construção			
Renda	C	-	-	С	-	-			
Crédito	C	C	-	C	С	-			
Desemprego	C	-	-	-	XC	-			
Inflação	-	_	-	XC	-	-			
Produção Industrial	-	-	-	XC	C	C			

C = Causalidade, no sentido de Granger, das variáveis macroeconômicas e das expectativas sobre o consumo ao nível de significância de 5%, (XC) = Eliminação da relação causal observada anteriormente, (-) = Ausência de um sentido de causalidade.

O teste de WHITE revelou ainda que apenas na especificação que contou com a produção industrial como variável explicativa do consumo de não-duráveis, os resíduos não se mostraram homocedásticos. Contudo a ausência de uma relação de causalidade, no sentido de Granger, a partir da incorporação do ICC dispensou a reavaliação desta especificação.

A partir da preservação do sentido de causalidade na maior parte das estimações, o teste da validade da terceira "teoria popular" consistiu na mensuração da variação do coeficiente de determinação após a incorporação do ICC nesta terceira fase do processo investigativo. Assim, o poder explicativo incremental do índice das expectativas dos consumidores sobre o consumo não capturado pelas variáveis macroeconômicas encontra-se registrado no quadro a seguir:

Tabela 10 – Poder Explicativo Incremental do Índice de Confiança do Consumidor

Categoria de Consumo	Variáveis Macroeconômicas	Var Bivariado (Consumo e Variáveis Macro)	Var Trivariado (Consumo, Variáveis Macro e ICC)	Poder Explicativo Incremental do ICC
	Renda	0,2037	0,2301	0,0264
Consumo Total	Crédito	0,2476	0,1804	-0,0672
	Desemprego	0,2181	0,2204	0,0023
Duráveis	Crédito	0,5677	0,5954	0,0277
	Renda	0,2526	0,2210	-0,0316
Não-Duráveis	Crédito	0,2220	0,2117	-0,0103
Nao-Duraveis	Inflação	0,1957	0,1614	-0,0343
	Produção Industrial	0,2573	0,1441	-0,1132
	Crédito	0,1175	0,2365	0,1190
Comércio Automotivo	Desemprego	0,2603	0,2601	-0,0002
	Produção Industrial	0,2149	0,2592	0,0443
Materiais de Construção	Produção Industrial	0,6581	0,6639	0,0058

A tabela anterior revelou que, de uma forma geral, a interpretação do ICC como indicador antecedente do consumo, acusou resultados distintos. Em relação ao consumo total, por exemplo, a utilização do ICC acusou um incremento de menos de três pontos percentuais em capacidade preditiva, controlado o efeito da evolução dos rendimentos dos trabalhadores sobre os gastos. Em contrapartida sua incorporação à especificação integrada pelo crédito ao consumidor reduziu o poder explicativo desta estimação em 6,72 pontos percentuais.

Em relação ao consumo de bens duráveis a contribuição do índice de expectativas foi positiva, porém moderada, uma vez que, neutralizado os impacto da evolução do crédito, o ICC, como indicador antecedente acrescentou 2,77 pontos percentuais à previsão deste tipo de gasto. Os resultados mais favoráveis à adoção do índice de confiança do consumidor como indicador antecedente foram observados no comércio automotivo. Em ambas as estimações controladas para o crédito e produção industrial, o ICC se mostrou eficiente ao acrescentar 11,90 e 4,43 pontos percentuais em capacidade preditiva, respectivamente. Nos demais casos, a incorporação do ICC às estimações acusou uma contribuição nula ou negativa em termos de poder explicativo.

CONCLUSÕES

Um primeiro aspecto da interação entre as expectativas dos consumidores e as condições macroeconômicas gerais se revelou antes mesmo do início do processo investigativo voltado para o teste da capacidade preditiva deste indicador sobre o consumo. A análise das observações do ICC acusou a presença de uma quebra estrutural na série decorrente da crise energética do primeiro semestre de 2001 quando, a partir de então, se observou uma tendência de recuperação do nível de confiança do consumidor, fenômeno que se acentuou a partir de 2003. Da mesma forma, entre fevereiro e maio de 1999, as expectativas dos consumidores se mostraram significativamente sensíveis à crise cambial iniciada em janeiro daquele ano. Fenômeno distinto ao observado na série de desemprego na região metropolitana de São Paulo onde, a tendência de elevação da taxa de desemprego perdeu evidência a partir da quebra em julho de 1999.

De um modo geral, com a adoção de um critério de seleção de defasagens alternativo àquele utilizado por CARROLL *ET. AL.* (1994) comprovou-se a validade da primeira "teoria popular" levantada por FUHRER (1993). De fato, explicado pelo índice de confiança do consumidor e por seus próprios valores defasados em dois períodos, através do teste de Granger, pôde-se apontar o índice de confiança do consumidor como um indicador antecedente do consumo.

Porém, nem todas as categorias de consumo se mostram sensíveis à evolução das expectativas defasadas. Assim, na primeira fase do processo investigativo, o consumo de bens semiduráveis, não-duráveis e de veículo e autopeças, da mesma forma, especificados segundo

o ICC e seus valores defasados um ou dois períodos não acusaram uma relação de causalidade a partir das expectativas dos consumidores.

Em termos relativos, comparando-se o poder explicativo do ICC sobre o consumo ao das demais variáveis macro-fundamentadas, a segunda "teoria popular" é igualmente válida, pelo menos em relação ao consumo total, uma vez que apenas a capacidade explicativa do crédito se destacou em relação ao poder explicativo do ICC e às demais séries de macroeconômicas.

Particularmente, no consumo de bens duráveis, o indicador de confiança se apresentou como a variável mais eficiente em termos explicativos. Embora a abordagem direta acerca do consumo deste tipo de bem na metodologia do ICC possa justificar a maior eficiência relativa deste indicador sobre as variáveis macroeconômicas, há que se considerar o fato de que a aquisição destes bens geralmente está associada a condições de financiamento sensíveis as expectativas dos agentes no longo prazo.

Contudo, o papel atribuído às expectativas dos consumidores pela segunda "teoria popular" não encontra fundamento sob a ótica do consumo de bens não-duráveis e materiais de construção, sub-categorias em que o coeficiente de determinação ajustado do ICC destacou-se negativamente quando comparado ao de todas as variáveis macroeconômicas.

A possibilidade da existência de relações de cointegração entre variáveis macroeconômicas e de consumo revelou que a renda e o consumo encontram-se negativamente correlacionados no longo prazo, fenômeno que pode ser explicado pela observação da trajetória declinante do

rendimento do trabalhador na região metropolitana de São Paulo associado à forte expansão do crédito observada no período pesquisado.

Preservado o sentido de causalidade das expectativas sobre o consumo na maior parte das estimações na fase seguinte do processo investigativo, o poder explicativo incremental do ICC, revelou a fragilidade na sustentação da terceira "teoria popular", segundo a qual, as expectativas dos consumidores contém informações acerca do consumo futuro destes agentes não capturados pelas variáveis macroeconômicas tradicionais.

Em relação aos gastos toatis, a utilização do ICC incorporou poder explicativo à previsão do consumo total à partir da evolução da renda, contudo, considerados os comportamentos do crédito e do desemprego, a contribuição do ICC foi praticamente nula ou negativa. Por outro lado, um indício da ineficiência do ICC em antecipar os gastos dos consumidores com bens não-duráveis talvez encontre respaldo na elevada participação nesta subcategoria de itens cuja demanda é mais inelástica (alimentos e medicamentos).

Ainda que a introdução das expectativas nas especificações relacionadas ao consumo de bens duráveis tenha acusado um ganho moderado em capacidade explicativa, estes indicadores se revelaram, de fato, eficientes quando utilizados para a antecipação dos gastos no comércio automotivo, bens cujo elevado custo de aquisição para os consumidores acusou uma maior dependência das expectativas futuras destes agentes.

De forma a dar prosseguimento ao trabalho atual, uma linha possível de ser seguida futuramente seria a reprodução do processo investigativo à luz questões levantadas por FUHRER (1993) porém, através dos sub-índices que compõem o ICC ou, de forma ainda mais detalhada, a partir da desagregação dos sub-índices de confiança de acordo com idade e renda. Neste sentido, diante do horizonte das expectativas futuras do consumidor medidas pelo IEC este indicador pode se revelar mais eficiente em antecipar os gastos destes agentes do que o indicador global. Alternativamente a pesquisa das relações contemporâneas entre o índice de condições econômicas atuais e os gastos destes agentes poderá satisfazer as "teorias populares" de FUHRER (1993) não abordadas na pesquisa atual.

Finalmente, em resposta à questão levantada por MATSUSAKA e SBORDONE (1995) os resultados do processo investigativo implantado sugerem que, na região pesquisada, de fato, o pessimismo dos consumidores quanto às perspectivas sobre futuras, mesmo que não fundamentadas economicamente podem provocar impactos significativos sobre o nível de atividade através dos gastos destes agentes.

ANEXO 1 - Gráficos

GRÁFICO 1A - VARIÁVEIS DE CONSUMO

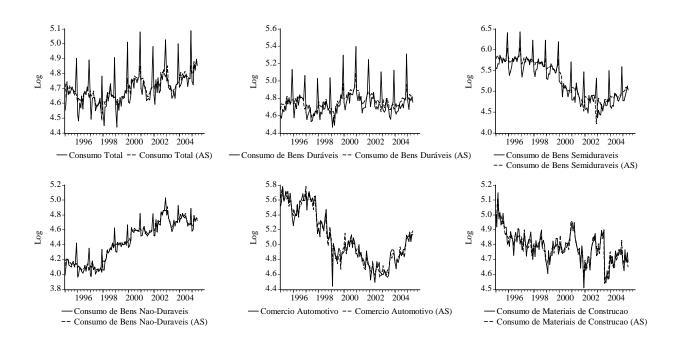


GRÁFICO 2A - ÍNDICE DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

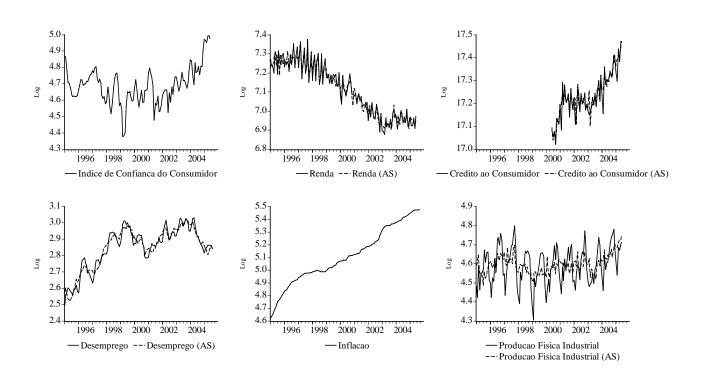
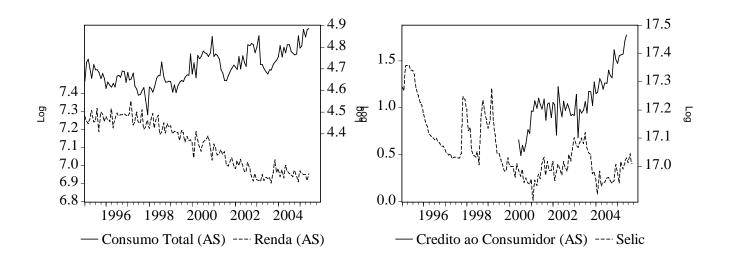


GRÁFICO 3A - CONSUMO DE BENS NÃO-DURÁVEIS X RENDA E VOLUME DE CRÉDITO X TAXA SELIC



ANEXO 2 – Tabelas

TABELA 1.1A - FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO PARCIAL DAS VARIÁVEIS DE CONSUMO

Defasagens	Consu	no Total	Bens I	Ouráveis	Bens Sen	niduráveis		o-Duráveis		nércio motivo		riais de strução
	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.
1	0,332	0,828	0,878	0,745	0,769	0,958	0,878	0,967	0,925	0,947	0,674	0,768
2	0,132	0,285	0,380	0,279	0,302	0,202	0,380	0,301	0,205	0,154	0,262	0,196
3	0,160	0,108	0,296	0,110	0,202	0,212	0,296	0,005	0,168	0,225	0,015	-0,029
4	0,117	-0,095	0,140	0,024	0,186	0,006	0,140	-0,168	0,022	-0,027	-0,093	-0,165
5	0,164	-0,030	0,052	-0,085	0,335	0,025	0,052	0,004	0,007	0,050	0,006	0,095
6	-0,164	-0,060	-0,117	-0,203	0,057	0,045	-0,117	0,025	-0,154	-0,160	0,063	0,070
7	0,135	-0,120	-0,003	-0,063	0,191	-0,044	-0,003	-0,073	0,034	-0,049	-0,014	0,009
8	-0,048	0,068	0,035	0,025	-0,183	-0,080	0,035	0,050	0,089	0,060	-0,014	-0,064
9	0,001	0,126	-0,019	0,144	-0,025	-0,003	-0,019	0,063	0,029	-0,003	-0,058	-0,077
10	-0,080	0,097	-0,082	0,045	-0,068	-0,014	-0,082	-0,059	-0,055	-0,105	-0,050	-0,021
11	0,130	0,095	0,015	-0,011	0,129	0,034	0,015	0,100	0,076	0,059	0,033	0,049
12	0,701	-0,034	0,515	0,100	0,602	0,119	0,515	-0,139	0,103	-0,048	0,210	-0,037
13	-0,406	-0,093	-0,460	-0,032	-0,590	-0,191	-0,460	-0,076	-0,085	0,185	-0,130	0,108
14	-0,153	0,039	-0,094	-0,076	-0,094	0,055	-0,094	0,094	0,056	0,051	0,082	0,153
15	-0,129	0,029	-0,067	-0,038	-0,050	-0,010	-0,067	-0,017	-0,193	-0,014	0,004	-0,026
16	0,019	0,152	0,069	-0,018	-0,087	-0,053	0,069	-0,025	-0,067	-0,084	0,063	-0,064
17	-0,084	-0,005	-0,093	-0,043	-0,020	-0,056	-0,093	-0,084	-0,012	-0,011	0,037	0,151
18	0,172	-0,004	0,025	-0,067	-0,064	-0,111	0,025	-0,018	0,056	-0,075	0,091	0,140

TABELA 1.2A - FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO PARCIAL DA SÉRIE DO ÍNDICE DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR E DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

D-f	ICC	Re	enda	Cr	rédito	Dese	mprego	Inflação	Produção	o Industrial
Defasagens	Original	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.	Original	Dessazon.	Original	Original	Dessazon.
1	0,835	0,863	0,927	0,974	0,773	0,946	0,970	0,968	0,646	0,641
2	-0,134	0,400	0,359	-0,008	0,302	-0,142	-0,038	-0,018	-0,095	0,287
3	-0,026	0,587	0,369	-0,023	0,161	-0,047	-0,218	-0,018	-0,288	0,241
4	0,076	-0,097	-0,023	0,000	-0,147	0,161	-0,030	-0,002	-0,169	-0,175
5	-0,048	-0,061	0,008	-0,021	0,044	0,014	-0,042	-0,005	-0,017	0,152
6	0,011	0,160	0,057	-0,020	-0,057	-0,040	-0,052	0,000	-0,145	0,045
7	0,069	-0,198	-0,173	-0,008	-0,006	-0,036	-0,044	0,015	-0,133	-0,235
8	0,002	0,010	0,003	-0,040	-0,024	-0,001	-0,024	-0,011	0,096	0,081
9	-0,006	0,081	-0,017	-0,012	0,071	0,122	0,026	-0,012	0,054	0,152
10	0,179	-0,041	-0,023	-0,028	0,069	0,079	0,017	-0,005	0,288	-0,089
11	0,060	-0,051	-0,004	-0,019	-0,071	0,001	0,082	-0,002	0,325	-0,027
12	0,029	0,094	-0,106	-0,038	0,062	-0,193	-0,049	0,004	0,406	-0,093
13	-0,136	-0,140	0,016	-0,032	-0,056	-0,194	0,002	-0,004	-0,436	-0,023
14	0,036	0,049	0,144	-0,045	0,088	-0,043	0,053	-0,013	-0,112	-0,050
15	0,070	0,021	0,002	-0,041	-0,082	0,072	0,017	-0,015	-0,162	-0,039
16	-0,006	-0,120	-0,113	-0,007	-0,157	0,064	-0,075	0,009	-0,033	-0,184
17	-0,037	-0,130	-0,128	-0,014	0,050	0,050	-0,026	-0,001	-0,003	0,151
18	-0,049	0,002	0,025	-0,016	0,091	0,051	0,004	0,001	-0,100	0,013

TABELA 2A - FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DA BASE DE DADOS

Defasagens	Consumo	Bens	Bens	Bens Não-	Comércio	Materiais de	ICC	Renda*	Crédito*	Desemprego*	Inflação	Produção
Delusugens	Total*	Duráveis*	Semiduráveis*	Duráveis*	Automotivo*	Construção*	100	11011011	OT COLITO	Descriptego	21111114110	Industrial*
1	0,828	0,745	0,958	0,967	0,947	0,768	0,835	0,927	0,773	0,970	0,968	0,641
2	0,775	0,679	0,934	0,955	0,913	0,670	0,656	0,910	0,719	0,939	0,936	0,580
3	0,725	0,618	0,924	0,937	0,900	0,553	0,501	0,919	0,681	0,895	0,904	0,579
4	0,640	0,554	0,907	0,912	0,877	0,401	0,402	0,891	0,526	0,851	0,873	0,393
5	0,579	0,461	0,892	0,893	0,857	0,345	0,315	0,875	0,488	0,804	0,842	0,431
6	0,507	0,329	0,880	0,872	0,818	0,293	0,248	0,873	0,404	0,755	0,813	0,401
7	0,415	0,253	0,864	0,847	0,782	0,250	0,213	0,838	0,321	0,704	0,785	0,207
8	0,378	0,199	0,842	0,829	0,763	0,205	0,191	0,825	0,278	0,653	0,758	0,266
9	0,354	0,187	0,826	0,811	0,737	0,141	0,169	0,815	0,238	0,604	0,731	0,272
10	0,334	0,142	0,809	0,789	0,699	0,088	0,197	0,789	0,222	0,558	0,705	0,154
11	0,337	0,103	0,795	0,778	0,672	0,061	0,240	0,773	0,173	0,520	0,679	0,202
12	0,315	0,135	0,789	0,753	0,642	0,018	0,276	0,749	0,178	0,481	0,655	0,102
13	0,288	0,124	0,759	0,731	0,630	0,047	0,243	0,729	0,145	0,446	0,631	0,027
14	0,301	0,105	0,741	0,717	0,619	0,105	0,210	0,729	0,147	0,416	0,607	0,064
15	0,297	0,088	0,728	0,694	0,593	0,113	0,198	0,708	0,128	0,390	0,583	-0,016
16	0,322	0,077	0,706	0,675	0,569	0,125	0,189	0,676	0,049	0,363	0,561	-0,136
17	0,312	0,054	0,683	0,654	0,552	0,178	0,162	0,657	0,061	0,337	0,539	-0,044
18	0,302	0,007	0,659	0,630	0,532	0,212	0,121	0,642	0,050	0,312	0,518	-0,110

^(*) Série com ajuste sazonal.

TABELA 3A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELAS CATEGORIAS DE CONSUMO E PELO ÍNDICE DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR

		Consumo	ICC	Bens	ICC	Bens Semi-	ICC	Bens Não-	ICC	Comércio	ICC	Materiais de	ICC
	Defasagens	Total		Duráveis		duraveis		Duráveis		Automotivo		Construção	
		(Δlog)	(log)	(log)	(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(log)	(log)
	(-1)	-0,5173	0.1460	0,4808	0.1039	-0,3742	-0,0267	-0,4311	0.0644	-0,3943	0,0262	-0,3841	0,0946
Consumo Defasado	,	[-5,7464]	[1,2202]	[5,4808]	[1,2839]		[-0,6832]	[-5,2236]	[0,7870]	[-4,6573]	[0,5830]	[-4,3671]	[1,2679]
fas	(2)	0,0888	-0,1973	0,3116	0,0592	0,0324	-0,3175			0.0540	0.4042	0,1371	-0,1686
ပြိ	(-2)	[0,7569]	[-2,2349]	[3,4773]	[0,7161]		[-3,5872]			0,0540 [1,2143]	-0,4042 [-4,8217]	[1,8359]	[-1,9160]
		[0,7507]	[2,2347]	[5,4775]	[0,7101]	[0,0203]				[1,2145]		[1,0557]	
	(-1)	-0,0255	0,7045	-0,0664	0,6568	0,0582	0,7010	-0,0209	0,5774	0,0197	0,6988	0,0789	0,6804
ICC fasad		[-0,3801]	[7,9014]	[-0,6933]	[7,4368]	[0,28963]	[7,8998]	[-0,3362]	[9,3823]	[0,1180]	[7,8761]	[0,7583]	[7,7056]
ICC Defasado	(-2)	-0,1012	-0,1523	-0,1337	-0,1589	-0,0119	-0,1633			-0,0912	-0,1611	-0,2712	-0,1435
		[-1,6583]	[-1,8790]	[-1,5472]	[-1,9941]	[-0,06546]	[-2,0287]			[-0,6018]	[-2,0056]	[-2,8146]	[-1,7545]
	С	0.5918	2.0922	1.9187	1.5883	-0.2339	2,1602	0.1054	1,9745	0.3189	2,1608	0.8850	2,1715
	C	[2,5409]	[6,7580]	[4,5622]	[4,0942]	-,	[7,0854]	[0,3632]	[6,8646]	[0,5541]	[7,0809]	[2,4041]	[6,9513]
		[2,0 10 7]	[0,]		. , .	[0,000,	[.,	[0,000_]	[-,]	[0,00	[.,]		
uas	T			0,0002	-0,0005							0,0002	-0,0002
óge				[0,5887]	[-1,6438]							[0,5773]	[-0,7420]
Ex	D01	-0,0334	-0,1272	-0,0701	-0,1143	0,0237	-0,1337	-0,0062	-0,1316	-0,1061	-0,1294	-0,0149	-0,1283
'eis		[-1,5684]	[-4,4949]	[-2,2866]	[-4,0447]	[0,3722]	[-4,7620]	[-0,2165]	[-4,6712]	[-1,9889]	[-4,5722]	[-0,4527]	[-4,5969]
Variáveis Exógenas	D02	-0,1194	-0,3588	-0,1518	-0,4281	-0,1592	-0,3742	0.0119	-0,3578	-0,2397	-0,3667	-0,1326	-0,3765
\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \		[-2,2747]	[-5,1424]	[-1,9235]	[-5,8830]	[-1,0200]	[-5,4280]	[0,1738]	[-5,2642]	[-1,8409]	[-5,3106]	[-1,5849]	[-5,3022]
	D02	0.0012	0.0020	0.0015	0.0040	0.0017	0.0040	0.0001	0.0020	0.0026	0.0020	0.0012	0.0041
	D03	0,0013 [2,4275]	0,0038 [5,3883]	0,0015 [1,6396]	0,0048 [5,8488]	0,0017 [1,0891]	0,0040 [5,6847]	-0,0001 [-0,1939]	0,0038 [5,5424]	0,0026 [1,9984]	0,0039 [5,5557]	0,0013 [1,3990]	0,0041 [5,2867]
		[2,4273]	[5,5665]	[1,0370]	[3,0400]	[1,0071]	[3,0047]	[-0,1737]	[3,3424]	[1,7704]	[3,3337]	[1,3770]	[3,2007]
R	² ajustado	0,1981	0,8107	0,6110	0,8179	0,1364	0,8107	0,1553	0,8071	0,2160	0,8106	0,1398	0,8132
Toet	e de Granger	0,0245	0,4554	0,0160	0,0464	0,9406	0,4457	0,7367	0,4313	0,7599	0,4615	0,0046	0,1442
				,	,								
Tes	ste de White	0,35	79	0,26	34	0,53	86	0,12	298	0,000	1	0,281	8

Obs: (C) - Constante, (T) - Tendência determinística, (D01) - Dummy para a série do ICC no período entre 02/1999 a 05/1999, (D02) e (D03) - Dummies de quebra estrutural e tendência para a série do ICC a partir de 06/2001.

TABELA 4.1A – VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELO CONSUMO TOTAL E POR VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SELECIONADAS

	Defasagens	Consumo Total	Renda	Consumo Total	Crédito	Consumo Total	Desemprego	Consumo Total	Inflação	Consumo Total	Produção Industrial
		(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(Δlog)				
lo	(-1)	-0,4246 [-4,6580]	0,0741 [0,8222]	-0,3248 [-2,4723]	0,0292 [0,2033]	-0,4568 [-4,8807]	-0,0477 [-1,1251]	-0,4750 [-5,2581]	-0,0012 [-0,1041]	-0,4585 [-4,8863]	0,1179 [1,3980]
Defasac	(-2)	-0,1147 [-1,2874]	-0,0516 [-0,5860]	0,0503 [0,3595]	-0,0420 [-0,2747]	-0,1324 [-1,3202]	-0,0688 [-1,5132]	-0,1633 [-1,8353]	-0,0063 [-0,5456]	-0,1244 [-1,3520]	0,1715 [2,0738]
Consumo Defasado	(-3)			0,1564 [1,2350]	-0,0356 [-0,2571]	0,0537 [0,5381]	-0,0628 [-1,3906]				
	(-4)					-0,0175 [-0,1943]	-0,0937 [-2,2988]				
sagas	(-1)	0,2008 [2,4702]	-0,6949 [-8,6432]	0,0568 [0,4389]	-0,8115 [-5,7308]	0,1834 [0,9281]	1,1293 [12,6124]	-0,3317 [-0,5944]	1,5483 [21,2559]	0,0321 [0,3298]	-0,6513 [-7,4569]
cro Defa	(-2)	0,1714 [2,0837]	-0,5426 [-6,6710]	-0,2365 [-1,4112]	-0,3742 [-2,0391]	-0,7267 [-2,5901]	0,0879 [0,6916]	0,3261 [0,6111]	-0,5904 [-8,4743]	-0,1155 [-1,1840]	-0,4230 [-4,8248]
Variáveis Macro Defasadas	(-3)			-0,3502 [-2,6208]	0,1614 [1,1031]	0,7607 [2,5831]	-0,5535 [-4,1488]				
Variá	(-4)					-0,1043 [-0,5150]	0,2768 [3,0172]				
nas	С	0,0029 [0,8614]	-0,0056 [-1,6998]	0,0052 [0,9977]	0,0141 [2,4585]	-0,0008 [-1,1422]	0,0005 [1,4988]	0,0229 [0,0489]	0,2031 [3,3241]	0,0020 [0,5989]	0,0015 [0,4863]
Exóge	T							0,0002 [0,2730]	0,0002 [3,0394]		
Variáveis Exógenas	D04					-0,3260 [-1,5212]	0,1730 [1,7815]		., .		
Va	D05					0,0393 1,2148	-0,0153 [-1,0439]				
ijust	ado	0,2037	0,4179	0,2476	0,4699	0,2181	0,9797	0,1632	0,9994	0,1707	0,3141
le G	ranger	0,0247	0,4638	0,0095	0,9753	0,0132	0,1266	0,8290	0,8555	0,2975	0,0981
7	Teste de White	0,42	235	0,99	53	0,	7883	0,17	738	0,0	636

TABELA 4.2A – VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELO CONSUMO DE BENS DURÁVEIS E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SELECIONADAS

j	DEMOL		EIN E		, 1210 1		LCONO		<u>DELEC</u>		
		Bens	Renda	Bens	Crédito	Bens	Desemprego	Bens	Inflação	Bens	Produção
	Defasagens	Duráveis		Duráveis		Duráveis		Duráveis	-		Industrial
		(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(log)	(log)	(log)	(log)	(Δlog)
		0.5440	0.0066	0.5020	0.1505	0.5564	0.0601	0.5205	0.0075	0.5200	0.0000
opi	(-1)	0,5448	0,0866	0,5938	0,1595	0,5764	-0,0691	0,5207	-0,0075	0,5398	0,0090
asa	` ′	[6,0508]	[1,4058]	[4,3945]	[1,6/12]	[7,55080]	[-2,63780]	[5,8600]	[-0,9374]	[6,0491]	[0,1604]
Consumo Defasado		0,2744	-0.0955	0,0761	-0,0780			0,2627	-0,0021	0,2738	0,0394
10 I	(-2)		[-1,5512]						,		[0,7047]
		[3,0314]	[-1,3312]	[0,3176]	[-0,7310]			[2,9740]	[-0,2036]	[3,0922]	[0,7047]
Suc	(2)			0,1922	0,1530						
ŭ	(-3)			[1,4988]	[1,6887]						
	(-1)	0,0651	-0,6787	0,0614	-0,9408	-0,1148	0,8998	0,1227	1,5408	0,0606	-0,6272
i cr	(1)	[0,5500]	[-8,3845]	[0,3029]	[-6,5664]	[-1,15022]	[26,2644]	[0,1539]	[21,348]	[0,4495]	[-7,3685]
riáveis Ma Defasadas		0.2400	0.5110	0.21.40	0.5010			0.2052	0.5000	0.1007	0.2025
eis 1Sa	(-2)	0,2480	-0,5118	-0,3148	-0,5810			-0,2853	-0,5880	-0,1207	-0,3835
áve Jefa		[2,1584]	[-6,5106]	[-1,1771]	[-3,0/51]			[-0,3/49]	[-8,5387]	[-0,8946]	[-4,5023]
Variáveis Macro Defasadas				-0,5183	0,0293						
>	(-3)			[-2,4855]	[0,2000]						
				[2,1033]	[0,2000]						
	С	0,8559	0,0388	0,6523	-1,1654	2,4193	0,6269	1,7932	0,2736	0,8819	-0,2356
S	C	[2,8600]	[0,1892]	[1,0493]	[-2,6534]	[4,4820]	[3,3835]	[2,1596]	[3,6406]	[2,8957]	[-1,2257]
Variáveis Exógenas											
óge	T	0,0001	0,0000	0,0001	0,0006	-0,0006	-0,0001	0,0010	0,0003	0,0001	0,0001
Ex		[0,7473]	[-0,3571]	[0,2216]	[1,7344]	[-1,7638]	[-0,5015]	[1,2765]	[3,4627]	[0,7505]	[1,2082]
sis.						-0,1063	-0,0384				
áv	D04					[-2,0696]	[-2,1779]				
ari						[-2,0090]	[-2,1779]				
>	205					0,0007	0,0008				
	D05					[0,7224]	[2,5389]				
						[-,]	[=,=007]				
\mathbb{R}^2	ajustado	0,5985	0,4188	0,5677	0,5410	0,5856	0,9787	0,5879	0,9995	0,5877	0,3036
			•								
Teste	de Granger	0,0850	0,2813	0,0107	0,0308	0,2501	0,0083	0,4354	0,2670	0,4198	0,4689
Taid	. J. White	0.00	200	0.5	706	0	0020	0.24	20	0.0	074
1 est	e de White	0,82	200	0,5	/00	0,	0020	0,29	93U	0,0	974

TABELA 4.3A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELO CONSUMO DE BENS SEMIDURÁVEIS E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SELECIONADAS

		Bens		Bens		Bens		Bens		Bens	D J~.
	Defasagens	Semi-	Renda	Semi-	Crédito	Semi-	Desemprego	Semi-	Inflação	Semi-	Produção
	Derasagens	duráveis		duráveis		duráveis		duráveis	-	duráveis	Industrial
		(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(Δlog)				
9 0	(-1)	-0,3534	-0,0020	-0,3634	0,0206	-0,3593	0,0125	-0,3698	0,0058	-0,3387	0,0127
lum gad	(-)	[-4,0208]	[-0,0687]	[-2,7654]	[0,5350]	[-4,0421]	[0,8801]	[-4,2302]	[1,5063]	[-3,7302]	[0,4516]
Consumo Defasado		-0.2940	-0,0133	-0,3381	-0,0911	-0.3000	0,0011	-0,3026	0,0013	-0,2703	-0,0128
Ŭ Č	(-2)	-, -	,	· ·	,	- ,		,	,		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
		[-3,3496]	[-0,4013]	[-2,5614]	[-2,3343]	[-3,3997]	[0,0809]	[-3,4636]	[0,3258]	[-2,9768]	[-0,4579]
		0,1012	-0,7114	0,2125	-0.8645	0,1491	1,1592	-1,1444	1,5524	-0,1977	-0,6204
eis o	(-1)		,	[0,5397]	[-7.4864]	· ·	[13,227]	· /	[21,4550]		[-7,0310]
Variáveis Macro		[*, .=-,]	[- ,]	[0,007.]	[.,]	[*,=.=*]	[,==,]	[0,07 00]	[,]	[*,*/]	
/ar	(-2)	-0,0016	-0,5203	0,3026	-0,4510	0,0700	-0,2431	1,4957	-0,5951	-0,2862	-0,3562
	(-2)	[-0,0067]	[-6,6047]	[0,7751]	[-3,9389]	[0,1274]	[-2,7592]	[0,9544]	[-8,5987]	[-1,0007]	[-4,0366]
		0.0000	0.0056	0.0026	0.0150	0.6504	0.2425	1 (770	0.2065	0.0007	0.0010
	C	-0,0099	-0,0056	-0,0026	0,0152	-0,6504	0,2435	-1,6778	0,2065	-0,0095	0,0018
as		[-0,9848]	[-1,7060]	[-0,1566]	[3,0764]	[-1,0973]	[2,5606]	[-1,2212]	[3,4041]	[-0,9459]	[0,5853]
en								-0.0018	0,0002		
κόξ	T							[-1,1030]	[3,1082]		
Variáveis Exógenas								[1,1030]	[3,1002]		
veis	D04					0,0968	-0,0255				
riá	D04					[1,0877]	[-1,7836]				
Val											
	D05					-0,0021	0,0007				
						[-1,0507]	[2,2358]				
	2 1 -	0.1207	0.4114	0.1110	0.5227	0.1010	0.0704	0.1447	0.0004	0.1247	0.2005
K	² ajustado	0,1286	0,4114	0,1119	0,5337	0,1212	0,9784	0,1447	0,9994	0,1347	0,2905
Teste	de Granger	0,8913	0,8975	0,7381	0,0281	0,5566	0,6697	0,2428	0,3202	0,5847	0,7507
	Ü	- ,	*		- ,	.,	.,	- ,	•		,
Tes	te de White	0,09	928	0,1	056	0	,3886	0,0	000	0,0	0061

TABELA 4.4A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELO CONSUMO DE BENS NÃO-DURÁVEIS E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SELECIONADAS

1	יוטני	IS NAU-	DUKA	EI9 E		AALIS		RUECUN	OMICE	79 PEL	LCION	IADAS
	D	efasagens	Bens Não- duráveis	Renda	Bens Não- duráveis	Crédito	Bens Não- duráveis	Desemprego	Bens Não- duráveis	Inflação		Produção Industrial
			(log)	(log)	(∆log)	(Δlog)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(Δlog)
		V	0.5161	1.0000								
8) -		Vetor de tegração (-1)	0,5161 [13,3475]	1,0000								
p o	Com	itegração (-1)	[13,3473]									
Equilíbrio de Longo Prazo		С	-9,4136									
liil mg d												
징기	Tern	nos de Ajuste	-0,2315	-0,2475								
			[-2,1554]	[-3,1731]								
			(Δlog)	(Δlog)								
		(1)	0,3445	-0,6385	-0,3466	0,0143	-0,4341	0,0024	-0,4814	-0,0050	-0,4200	0,1494
	0	(-1)	[2,4126]	[-6,1571]	[-2,5091]	[0,1417]	[-4,7212]	[0,0738]	[-5,272]	[-0,5458]	[-4,6489]	[2,4624]
	Consumo Defasado		0,2587	-0,6189	0,0350	0,0634	0,0643	0,0152	-0,0584	-0,0108	0,1057	0,1608
	efa	(-2)	,		[0,2582]			[0,4389]	[-0,6429]	,	[1,0898]	[2,4692]
	0 D				[•,=• •=]	[-,- :]	[0,0 .7 0]		[0,0 .=>]	[-,,		
8	m.	(-3)	-0,0196	-0,2194			F 0 5 6 0 4 1	-0,0038			0,2489	-0,0467
raz	ons		[-0,1252]	[-1,9252]			[2,5624]	[-0,1089]			[2,5200]	[-0,7042]
to F	С	(-4)	0,0137	-0,1091			0,0243	-0,0644			0,0653	-0,1597
Cur.		(-4)	[0,1096]	[-1,2035]			[0,2617]	[-1,9849]			[0,0718]	[-2,5553]
Relações de Curto Prazo	S		-0,3469	0,1312	0,4505	-0,8719	-0,1132	1,1437	-1,7788	1,5388	-0,0543	-0,5642
Ses	ada	(-1)	[-3,4923]	-	[2,6527]	,	1	[12,694]	-	[20,979]		[-6,2711]
Jaç	fas		0.1041	0.0160	0.2020	0.4674	0.2464	0.0747	1 (102	0.500	0.0520	0.2004
Re	De	(-2)	0,1841	0,0169	0,2038	-0,4674	-0,3464	0,0767	1,6193	-0,5826	-0,0530	-0,2994
	ıcr		[1,7505]	[0,2200]	[1,1433]	[-3,3991]	[-0,9443]	[0,5973]	[2,3179]	[-0,3290]	[-0,3542]	[-2,9808]
	Variáveis Macro Defasadas	(-3)	0,3538	0,0287			1,0709	-0,5521			0,0266	0,0359
	veis	(3)	[3,3502]	[0,3736]			[2,8594]	[-4,2122]			[0,1802]	[0,3621]
	riá		0,1229	0,1031			-0,6020	0,2579			0,3602	-0,1660
	Va	(-4)	[1,2588]	[1,4551]			[-2,3426]	[2,8680]			[2,7918]	[0,7860]
		-			0.0007	0.0151			0.7775	0.2110		
		C	0,0051 [1,1335]	-0,0083 [-2,5130]	-0,0006 [-0,0827]	0,0151	-0,0222 [-0.0810]	0,2140 [2,2291]	0,7775 [1,2657]	0,2118 [3,4440]	0,0048 [1,1019]	0,0023 [0,7860]
	nas		[1,1333]	[2,5150]	[0,0027]	[2,0043]	[0,0010]	[2,2271]		_	[1,1017]	[0,7000]
	óge	T							0,0009	0,0002		
	Ex	_							[1,1695]	[3,1544]		
	/eis	D04					-0,0071	-0,0202				
	Variáveis Exógenas	D04					[-0,1700]	[-1,3822]				
	Va						0,0003	0,0006				
		D05					[0,3628]	[1,8887]				
							[5,5020]	[1,000 /]				
	R	² ajustado	0,2526	0,4851	0,2220	0,4750	0,2407	0,9792	0,1957	0,9994	0,2573	0,3810
	Test	e de Granger	0,0388	0,1573	0,0270	0,8103	0,0760	0,3158	0,0480	0,4966	0,0345	0,0098
	Tes	te de White	0,34	73	0,99	911	0	,4966	0,74	130	0,0	644

TABELA 4.5A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELO CONSUMO NO COMÉRCIO AUTOMOTIVO E VARIÁVEIS MACROECONÔOMICAS SELECIONADAS

001/1		lofosogons	Comércio	Renda	Comércio	Crédito	Comércio Automotivo	Desemprego	Comércio	Inflação	Comércio Automotivo	Produção
	L	efasagens	Automotivo (∆log)	(Δlog)	Automotivo (log)	(log)	Automotivo (Δlog)	(log)	Automotivo (∆log)	(log)	Automotivo (∆log)	(∆log)
o de	Coiı	Vetor de ntegração (-1)			-0,7192 [-4,3261]	1,0000						
Equilíbrio de Longo Prazo (nível)		С			-13,7772							
Equi Long	Ter	mo de Ajuste			0,0945 [0,9775]	-0,1576 [-3,1545]						
					(∆log)	(∆log)						
	0	(-1)	-0,3211 [-3,7260]	-0,0010 [-0,0293]	-0,6320 [-2,3211]	-0,9100 [-6,4697]	-0,4368 [-4,7617]	-0,0265 [-1,5666]	-0,3672 [-4,3673]	0,0031 [0,7121]	-0,1753 [-1,7884]	0,0345 [0,9593]
a (a)	Defasad	(-2)	-0,3389 [-3,9575]	0,0624 [1,9181]	0,0066 [0,0193]	-0,4531 [-2,5791]	-0,5193 [-5,3878]	-0,0409 [-2,3000]	-0,3854 [-4,5948]	0,0059 [1,3392]	-0,3506 [-3,5602]	-0,0417 [-1,1538]
diferenç	Consumo Defasado	(-3)			-0,1523 [-0,5322]	0,0398 [0,2695]	-0,1522 [-1,5694]	-0,0317 [-1,7753]				
Relações de Curto Prazo (diferença)	ŭ	(-4)					-0,2031 [-2,2581]	-0,0232 [-1,4000]				
le Curto	sadas	(-1)	0,3457 [1,6781]	-0,6897 [-8,8187]	0,0756 [0,5066]	0,0504 [0,6539]	-0,0355 [-0,0722]	1,1003 [12,1400]	1,8382 [1,3330]	1,5464 [21,394]	-0,7599 [-2,8536]	-0,6420 [-6,5657]
lações d	Variávies Macro Defasadas	(-2)	0,0561 [0,2693]	-0,4970 [-6,2785]	-0,2349 [-1,6050]	-0,0754 [-0,9968]	-0,9233 [-1,3342]	0,1063 [0,8326]	-1,3877 [-1,0521]	-0,5894 [-8,5253]	-0,0376 [-0,1368]	-0,2903 [-2,8735]
ă	vies Ma	(-3)			0,0433 [0,2876]	-0,0340 [-0,4360]	0,9770 [1,3751]	-0,5486 [-4,1870]				
	Variá	(-4)					0,3964 [0,8126]	0,2769 [3,0778]				
	ıas	С	-0,0065 [-0,7576]	-0,0052 [-1,5868]	0,0088 [0,8662]	0,0160 [3,0119]	-1,2032 [-2,3100]	0,1890 [1,9675]	-2,1904 [-1,8892]	0,2077 [3,4174]	-0,0062 [-0,7432]	0,0017 [0,5603]
	xóger	T							-0,0020 [-1,4313]	0,0002 [3,1025]		
	Variáveis Exógenas	D04					0,1938 [2,4231]	-0,0152 [-1,0329]	[1,1313]	[3,1023]		
	Var	D05					-0,0055 [-3,0572]	0,0004 [1,3001]				
	R	² ajustado	0,175516	0,4293	0,1175	0,5614	0,2603	0,9795	0,2035	0,9994	0,2149	0,3030
	Test	e de Granger	0,2071	0,1406	0,6213	0,0169	0,0143	0,1683	0,1352	0,3797	0,0099	0,2599
		ste de White	0,248		0,982			1399	0,24		0,14	

TABELA 4.6A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELO CONSUMO DE MATERIAIS DE COSNTRUÇÃO E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SELECIONADAS

	Defasagens	Materiais de Construção	Renda	Materiais de Construção	Crédito	Materiais de Construção	Desemprego	Materiais de Construção	Inflação	Materiais de Construção	Industrial
- 1		(log)	(Δlog)	(log)	(Δlog)	(log)	(log)	(log)	(log)	(log)	(Δlog)
0	(-1)	0,5521 [6,1382]	0,0279 [0,4707]	0,6824 [4,5414]	-0,0110 [-0,1309]	0,4904 [5,3305]	-0,0556 [-1,9228]	0,5251 [5,7603]	-0,0021 [-0,2687]	0,6160 [6,4864]	-0,1178 [-1,9853]
Consumo Defasado	(-2)	0,1305 [1,4628]	-0,0408 [-0,6936]	0,0204 [0,1410]	0,0800 [0,9901]	0,1661 [1,6592]	0,0427 [1,3594]	0,1437 [1,5867]	0,0129 [1,6770]	0,0685 [0,7060]	0,0112 [0,1847]
ounsuo	(-3)					0,1092 [1,1195]	-0,0332 [-1,0851]				
٥	(-4)					-0,2595 [-2,9910]	0,0315 [1,1574]				
adas	(-1)	0,0711 [0,5809]	-0,7020 [-8,6982]	-0,3494 [-1,4540]	-0,8746 [-6,5293]	0,0583 [0,2044]	1,1499 [12,843]	0,4387 [0,5071]	1,5214 [20,7824]	-0,3946 [-2,6082]	-0,5761 [-6,0934]
Variáveis Macro Defasadas	(-2)	0,0089 [0,0738]	-0,5223 [-6,5957]	-0,4327 [-1,9541]	-0,5129 [-4,1558]	-0,6544 [-1,5968]	0,0606 [0,4711]	-0,6247 [-0,7450]	-0,5576 [-7,8601]	-0,4123 [-3,1279]	-0,3632 [-4,4094]
eis Mac	(-3)					0,1229 [0,3029]	-0,5730 [-4,4986]				
Variáv	(-4)					0,3766 [1,3123]	0,2818 [3,1264]				
	•										
las	С	1,5413 [4,3713]	0,0601 [0,2584]	1,4852 [2,5290]	-0,3430 [-1,0477]	2,7041 [4,0587]	0,3008 [1,4376]	2,4898 [2,8768]	0,1232 [1,6819]	1,5303 [4,5501]	0,5145 [2,4476]
Exóger	T	-0,0004 [-2,2534]	-0,0001 [-0,5067]	-0,0007 [-1,2308]	0,0003 [0,9457]	-0,0009 [-2,5951]	0,0000 [0,2316]	0,0006 [0,7108]	0,0002 [2,9777]	-0,0004 [-2,1256]	0,0000 [-0,3588]
Variáveis Exógenas	D04					-0,0288 [-0,5661]	-0,0179 [-1,1159]				
^	D05					0,0001 [0,1027]	0,0006 [1,7653]				
R	² ajustado	0,624215	0,4086	0,4917	0,4790	0,6485	0,9806	0,6409	0,9995	0,6581	0,3380
Test	e de Granger	0,8254	0,7862	0,1412	0,4643	0,0623	0,2138	0,3033	0,1490	0,0025	0,0216
Tes	te de White	0,427	7	0,185	1	0,3	706	0,199	98	0,25	34

TABELA 5.1A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELA VARIÁVEL DE RENDA, PELO ICC E POR CATEGORIAS DE CONSUMO SELECIONADAS

	Defasagens	Consumo Total (∆log)	Bens Não- duráveis (\(\Delta \log \)
	(-1)	-0,4796 [-5,2210]	-0,5203 [-5,3222]
efasado	(-2)	-0,1566 [-1,7569]	-0,1804 [-1,6754]
Consumo Defasado	(-3)		0,0175 [0,1680]
Co	(-4)		0,0534 [0,5797]
	(-1)	0,1881 [2,3436]	0,2488 [2,5995]
fasada)	(-2)	0,1653 [2,0347]	0,2832 [2,3199]
Renda Defasada (Alog)	(-3)	. , ,	0,1533 [1,2329]
	(-4)		0,1094 [1,1025]
(8)	(-1)	-0,0166 [-0,2514]	-0,0366 [-0,5458]
(801)	(-2)	-0,1050 [-1,7554]	-0,0005 [-0,0065]
.CC Defasdo	(-3)		-0,0905 [-1,0967]
ICC	(-4)		-0,0249 [-0,3944]
	С	0,5689 [2,4910]	0,7145 [2,7087]
Exógenas	T		-0,0226 [-1,0592]
eis Exóg	D01	-0,0291 [-1,3907]	-0,0226 [-1,0592]
Variáv	D02	-0,1088 [-2,1095]	-0,1102 [-2,0309]
	D03	0,0012 [2,2668]	0,0012 [2,1922]
R2 :	ajustado	0,2301	0,2210
Teste de Gra	anger (conjunto) Renda ICC	0,0058 0,0336 0,0247	0,0259 0,0658 0,0606
	Teste de White	0,8471	0,5337

Obs: (C) - Constante, (T) - Tendência determinística, (D02) e (D03) - Dummies de quebra estrutural e tendência para a série do ICC a partir de 06/2001.

TABELA 5.2A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELA VARIÁVEL DE CRÉDITO AO CONSUMIDOR, PELO ICC E POR CATEGORIAS DE CONSUMO SELECIONADAS

ı		beller		1	
	Defasagens	Consumo Total (∆log)	Bens Duráveis (log)	Bens Não- duráveis (\(\Delta \log \))	Comércio Automotivo (\(\Delta\log\))
asado	(-1)	-0,4265 [-3,1507]	0,4872 [3,5488]	-0,3440 [-2,4590]	-0,0444 [-0,3126]
Consumo Defasado	(-2)	-0,1557 [-1,1771]	0,0608 [0,4185]	0,0237 [0,1723]	-0,3398 [-2,3705]
Consu	(-3)		0,2398 [1,7539]		
sado	(-1)	0,2709 [2,2599]	0,0336 [0,1562]	0,4987 [2,8041]	-0,5266 [-2,3206]
Crédito Defasado (Alog)	(-2)	0,1282 [1,0423]	-0,3013 [-1,0320]	0,2538 [1,3671]	0,1577 [0,6602]
Créd	(-3)		-0,4754 [-2,1277]		
	(-1)	0,0939	0,0076	0,1644	0,1126
opa	(1)	[0,9987]	[0,0548]	[1,2053]	[0,6772]
ICC Defasado (log)	(-2)	-0,1598 [-1,8023]	-0,0227 [-0,1574]	-0,0652 [-0,5085]	-0,2158 [-1,3998]
OI	(-3)		-0,1932 [-1,6028]		
as	С	0,2901 [0,6952]	2,5624 [2,6560]	-0,4827 [-0,7988]	0,4679 [0,6320]
Exógena	Т		-0,0076 [-0,8301]		
Variáveis Exógenas	D02	-0,0371 [-0,4888]	-0,7497 [-1,2057]	0,1538 [1,4094]	-0,2226 [-1,6378]
<i>></i>	D03	0,0006 [0,7864]	0,0094 [1,0834]	-0,0014 [-1,2482]	0,0025 [1,7946]
R	² ajustado	0,1804	0,5954	0,2117	0,2365
Teste de	Granger (conjunto)	0,0825	0,0320	0,0415	0,0140
	Crédito	0,0692	0,0323	0,0183	0,0047
	ICC	0,1967	0,2993	0,4784	0,3749
Tes	te de White	0,8319	0,5549	0,8163	0,6339

Obs: (*C*) - *Constante,* (*T*) - *Tendência determinística,* (*D02*) *e* (*D03*) - *Dummies de quebra estrutural e tendência para a série do ICC a partir de 06/2001.*

TABELA 5.3A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELA VARIÁVEL DE DESEMPREGO, PELO ICC E POR CATEGORIAS DE CONSUMO SELECIONADAS

	Defasagens	Consumo Total	Comércio Automotivo		
		(Δlog)	(Δlog)		
Consumo Defasado	(-1)	-0,5237 [-5,3383]	-0,4817 [-5,1320]		
	(-2)	-0,1879 [-1,7662]	-0,5840 [-5,8252]		
omsuco	(-3)	0,0212 [0,2036]	-0,2269 [-2,2346]		
ŭ	(-4)	-0,0227 [-0,2481]	-0,2441 [-2,6159]		
0	(-1)	0,1174 [0,5590]	0,1917 [0,3688]		
o Defasad g)	(-2)	-0,7513 [-2,6161]	-0,7475 [-1,0535]		
Oesemprego Defasado (log)	(-3)	0,7141 [2,3949]	0,7686 [1,0679]		
Des	(-4)	-0,0533 [-0,2584]	0,2492 [0,5042]		
	(-1)	-0,0503 [-0,7334]	0,1358 [0,7988]		
asado)	(-2)	-0,0036 [-0,0433]	-0,0586 [-0,2871]		
ICC Defasadc (log)	(-3)	-0,0593 [-0,7055]	-0,0772 [-0,3746]		
	(-4)	-0,0547 [-0,7935]	0,1360 [0,8146]		
'ariáveis Exógenas	С	0,7025 [1,4938]	-1,9635 [-1,6804]		
	D01	-0,0220 [-0,9485]	-0,0495 [-0,8617]		
	D02	-0,1016 [-1,7585]	-0,1672 [-1,2005]		
ariáveis .	D03	0,0012 [1,9185]	0,0015 [1,0047]		
>	D04	0,0194 [0,5785]	0,1770 [2,1256]		
	D05	-0,0003 [-0,3839]	-0,0053 [-2,7146]		
R ² ajustado		0,2204	0,2601		
Teste de Granger (conjunto) Desemprego ICC		0,0178 0,0300 0,1417	0,3602 0,0895 0,8792		
Tes	te de White	0,6414	0,1672		

Obs: (C) - Constante, (D01) - Dummy para a série do ICC no período entre 02/1999 a 05/1999, (D02) e (D03) - Dummies de quebra estrutural e tendência para a série do ICC a partir de 06/2001, (D04) e (D05) - Dummies de quebra estrutural e tendência para a série de desemprego no período entre 07/1999.

TABELA 5.4A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELA VARIÁVEL DE INFLAÇÃO, PELO ICC E POR CATEGORIAS DE CONSUMO SELECIONADAS

	Defasagens	Bens Não- duráveis (\(\Delta \log \))
Consumo Defasado	(-1)	-0,4833 [-5,1568]
Cons	(-2)	-0,0552 [-0,5920]
Inflação Defasada (log)	(-1)	-1,7560 [-2,0019]
Infla Defa (10	(-2)	1,6115 [1,9790]
ICC fasado (log)	(-1)	-0,0378 [-0,4150]
IC Defa (10	(-2)	0,0272 [0,3269]
Variáveis Exógenas	С	0,7547 [0,9345]
	Т	0,0008 [0,9490]
	D01	-0,0058 [-0,2037]
	D02	0,0012 [0,0161]
	D03	0,0000 [-0,0108]
R ² ajustado		0,1614
Teste de Granger (conjunto) Inflação ICC		0,3786 0,1347 0,9163
Tes	ste de White	0,0929

Obs: (C) - Constante, (T) - Tendência determinística, (D01) - Dummy para a série do ICC no período entre 02/1999 a 05/1999, (D02) e (D03) - Dummies de quebra estrutural e tendência para a série do ICC a partir de 06/2001.

TABELA 5.5A - VETORES AUTOREGRESSIVOS INTEGRADOS PELA VARIÁVEL DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL, PELO ICC E POR CATEGORIAS DE CONSUMO SELECIONADAS

ı	SELECIONADAS				
	Defasagens	Bens Não- duráveis (\(\Delta \log \))	Comércio Automotivo (Δlog)	Materiais de Construção (log)	
		(===8)	(===8/	<u> </u>	
Consumo		-0,4369	-0,2369	0,5869	
	(-1)	[-4,6257]	[-2,4135]	[6,1120]	
sun Suns		[-4,0237]	[-2,+133]	[0,1120]	
on ef?		-0,0374	-0,3962	0,1077	
	(-2)	[-0,4003]	[-4,0994]	[1,0853]	
		[0,4005]	[4,0774]	[1,0055]	
	(4)	0,1647	-0,7250	-0,3747	
	(-1)	[1,3052]	[-2,7802]	[-2,4856]	
luç İsti İsa Oğ,		[1,5052]	[2,7002]	[2,1050]	
Produção Industrial Defasada (Alog)	(2)	0,0091	-0,0398	-0,4140	
P H O	(-2)	[0,0715]	[-0,1484]	[-3,1578]	
		[0,0710]	[0,1 .0 .]	[0,10,0]	
	(1)	-0,0417	0,0632	0,1084	
	(-1)	[-0,4555]	[0,3864]	[1,1332]	
CC CC		[-,]	[1,7-11]	[, , , ,	
I I	(-2)	0,0140	-0,1267	-0,1909	
ICC Defasado (log)		[0,1687]	[-0,8565]	[-2,1604]	
	С	0,1373	0,2826	1,8644	
	C	[0,4361]	[0,5051]	[4,4258]	
as	T			-0,0002	
l en				[-0,7682]	
(óg	D01				
		-0,0081	-0,0892	-0,0266	
eis	D01	[-0,2799]	[-1,7083]	[-0,8743]	
Variáveis Exógenas		0.0400	0.000		
/ar	D02	0,0100	-0,2286	-0,0889	
		[0,1408]	[-1,8040]	[-1,1457]	
		0.0001	0.0025	0.0000	
	D03	-0,0001	0,0025	0,0008	
		[-0,1591]	[1,9655]	[0,9015]	
52				1	
R ² ajustado		0,1441	0,2592	0,6639	
T	4. C	0.6900	0.0542	0.0020	
1 este	de Granger (conjunto)	0,6890	0,0543	0,0020	
	Produção Industrial	0,3671	0,0129	0,0028	
ICC		0,8808	0,6601	0,0898	
T	de White	0.0072	0.0025	0.2755	
1 este	ue wnite	0,0073	0,0025	0,2755	

Obs: (C) - Constante, (T) - Tendência determinística, (D01) - Dummy para a série do ICC no período entre 02/1999 a 05/1999, (D02) e (D03) - Dummies de quebra estrutural e tendência para a série do ICC a partir de 06/2001.

APÊNDICE

Aspectos Metodológicos Comparativos entre o Michigan Consumer Sentiment Index (MCSI) e do Conference Board's Consumer Confidence Index (CCI)

A) Questionários de Apuração dos Índices

University of Michigan's Consumer	Conference Board's Consumer			
Sentiment Index (MCSI)	Confidence Index (CCI)			
Condições Correntes				
Q1) Do you think now is a good or bad time	Q1) How would you rate present general			
for people to buy major household items	business conditions in your area? [good /			
[good / normal / bad].	normal / bad].			
Q2) Would you say that you (and your	Q2) What would you say about available			
family living there) are better off or worse	jobs in your area right now? [plentiful / not			
financilly than you were a year ago? [better	so many / hard to get].			
off / same / worse off].				
Expectativas				
Q3) Now turning to business conditions in	Q3) Six months form now, do you think			
the country as a whole - do you think that	business conditions in your area will be			
during the next 12 months, we'll have good	[better / same / worse].			
times financially, bad times, or what? [good				
times / uncertain / bad times].				
Q4) Looking ahead, which would you say is	Q4) Six months from now, do you think			
more likely – that country as a whole we'll	there will be [more / same / fewer] jobs			

have continuous good times during the next	available in your area?
5 years or so, or that we'll have periods of	
widespread unemployment or depression, or	
what? [good times / uncertain / bad times].	
Q5) Now looking ahead – do you think that	Q5) How would you guess your total family
a year from now you (and your familiy	income to be six months from now? [higher /
living there) will be better off financially, or	same / lower].
worse off, or just about the same as now?	
[better off / same / worse off].	

B) Calculando os Dois Índices

A partir de um mesmo conjunto hipotético de respostas, o quadro seguinte ilustra as diferenças de apuração entre as duas metodologias.

	Período Base	Mês Anterior	Mês Corrente
Percentuais das Respostas		%	
Favoráveis	28,0	32,0	31,0
Neutras	60,0	60,0	64,0
Desfavoráveis	12,0	8,0	5,0
<u>MCSI</u>			
Medida de Dispersão	116,0	124,0	126,0
Índice	100,0	106,9	108,6
<u>CCI</u>			
Medida de Dispersão	70,0	80,0	86,1
Índice	100,0	114,3	123,0

Em ambas as pesquisas, a transformação das respostas qualitativas em índices para cada uma das respostas se dá a partir do cálculo de um índice de dispersão. No caso do MCSI, este indicador é calculado através da diferença entre as respostas favoráveis e neutras do mês corrente mais cem [100 + 31 - 5 = 126]. Em seguida dividindo-se este índice pelo do período base e multiplicando-se o quociente por cem $[(126 \div 116) \times 100 = 108,6]$ obtém-se o valor que relativo àquela questão.

No CCI o resultado do índice de dispersão, advém razão entre o percentual de respostas favoráveis e o seu somatório com as neutras $[31 \div (31 + 5) \times 100 = 86,1]$. Igualmente ao processo à metodologia do MCSI este valor multiplicado por cem $[(86,1 \div 70,0) \times 100 = 106,7]$ fornece o índice do mês corrente que integrará o indicador médio junto com das demais questões.

Para o cálculo deste indicador global, o CCI, primeiramente converte cada índice de dispersão para um determinado período base e depois calcula a média entre os cinco indicadores. O MCI, por sua vez, calcula a média antes de antes da conversão ao ano base. Finalmente ao CCI é aplicado um processo de ajuste sazonal, o que não ocorre com o indicador de Michigan.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARMSTRONG, J., MORWITZ, V., KUMAR, V. (2000). **Sales Forecasts for Existing Consumer Products and Services: Do Purchase Intentions Contribute to Accuracy?** Disponível em: http://ideas.repec.org/a/eee/intfor/v16y2000i3p383-397.html>. Data de acesso: 17 de julho de 2005.

BRAM J., LUDVIGSON, S (1998). **Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race**. Federal Reserve Bank of New York *Economic Policy Review*, *4*(2), p. 59-78.

CARROLL, C., FUHRER J. C., e WILCOX, D. (1994). **Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why?** *American Economic Review* 84, p. 1397–1408.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO COMÉRCIO. CNC: Pesquisa conjuntural do comércio varejista: Aspectos Metodológicos, 1996 (mimeo).

ENDERS, W. (2004). **Applied Econometric Time Series,** 2nd ed. John Wiley & Sons.

E-VIEWS 4.0. User's Guide. QMS Software Guide Book.

FUHRER J. C. (1993). **What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Macroeconomy?** Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*, Janeiro/Fevereiro: p. 32-44.

GELPER, S., LEMMENS, A., CROUX, C. (2004). **Consumer Sentiment and Consumer Spending: Decomposing the Granger Causal Relationship in the Time Domain**. Disponível em: http://www.econ.kuleuven.ac.be/tew/cteo/orreports/0468.pdf>. Data de Acesso 29 de julho de 2005.

GOH, L. K. (2003). **Does Consumer Confidence Forecast Consumption Expenditure in New Zealand?**. Disponível em: http://www.treasury.govt.nz/workingpapers/2003/twp03-22.pdf >. Data de acesso: 17 de julho de 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **IBGE**: Pesquisa anual de comércio: Série Relatórios Metodológicos – volume 12, 2ª edição: Rio de Janeiro, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **IBGE**: Pesquisa mensal do comércio: Série Relatórios Metodológicos – volume 12, 2ª edição: Rio de Janeiro, 2004.

JOHANSEN, S. (1995). "Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models". Oxford University Press.

KWIATOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P., SHIN, Y., (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54 (1/2/3), 159-78.

LENNART, B., BERGSTORM, R. (1996). **Consumer Confidence and Consumption in Sweden**. Disponível em: http://www.nek.uu.se/pdf/1996wp7.pdf>. Data de Acesso: 15 de julho de 2005.

MACKINNON, J. G. (1996). "Critical Values for Cointegration Tests", Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press.

MATSUSAKA J. G., SBORDONE, A. M. (1993). **Consumer Confidence and Economic Fluctuations**, Federal Reserve Bank of Chicago, 1993. Disponível em: http://econweb.rutgers.edu/sbordone/Papers/cconf.pdf>. Data de acesso: 01 de julho de 2005.

MEHRA, Y. P. and ELLIOT W. M. (2003). **Why Does Consumer Sentiment Predict Household Spending?** Disponível em: http:// ideas.repec.org/a/fip/fedreq/ y2003ifallp51-67nv.89no.4.html>. Data de acesso: 02 de agosto de 2005.

MISHKIN, F. S. (1978). Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods." *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 217–232, 1978.

MUELLER, E. (1963). **Ten Years of Consumer Attitude Surveys: Their Forecasting Record.** *Journal of the American Statistical Association* 58 (December 1963), pp. 899–917.

NAHUIS N., JANSEN W. (2003). **Which Survey Indicators Are Useful for Monitoring Consumption? Evidence from European Countries.** International Journal of Forecasting, Vol 23, p.89-98, 2003. Disponível em: http://econwpa.wustl.edu:80/eps/mac/papers/0309/0309013.pdf>. Data de acesso: 14 de julho de 2005

PERRON, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. Econometrica 57, p. 1361-1401.

THE UNIVERSITY OF MICHIGAN. Surveys of Consumer: Survey Information. Disponível em: http://www.sca.isr.umich.edu/documents.php?c=I. Data de acesso: 10 de setembro de 2005.

VERBEEK, M. (2004). A Guide to Modern Econometrics, 2nd ed. John Willey & Sons.

WEISS, M. J. **Inside Consumer Confidence Surveys.** (2003). Disponível em: http://www.findarticles.com/p/articles/mi_m4021/is_1_25/ai_96734626>. Data de acesso 02 de agosto de 2005.

WHITE, H. (1980). A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, p.817-838.

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

<u>Baixar</u>	livros	de	Adm	inis	tra	ção

Baixar livros de Agronomia

Baixar livros de Arquitetura

Baixar livros de Artes

Baixar livros de Astronomia

Baixar livros de Biologia Geral

Baixar livros de Ciência da Computação

Baixar livros de Ciência da Informação

Baixar livros de Ciência Política

Baixar livros de Ciências da Saúde

Baixar livros de Comunicação

Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE

Baixar livros de Defesa civil

Baixar livros de Direito

Baixar livros de Direitos humanos

Baixar livros de Economia

Baixar livros de Economia Doméstica

Baixar livros de Educação

Baixar livros de Educação - Trânsito

Baixar livros de Educação Física

Baixar livros de Engenharia Aeroespacial

Baixar livros de Farmácia

Baixar livros de Filosofia

Baixar livros de Física

Baixar livros de Geociências

Baixar livros de Geografia

Baixar livros de História

Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura

Baixar livros de Literatura de Cordel

Baixar livros de Literatura Infantil

Baixar livros de Matemática

Baixar livros de Medicina

Baixar livros de Medicina Veterinária

Baixar livros de Meio Ambiente

Baixar livros de Meteorologia

Baixar Monografias e TCC

Baixar livros Multidisciplinar

Baixar livros de Música

Baixar livros de Psicologia

Baixar livros de Química

Baixar livros de Saúde Coletiva

Baixar livros de Serviço Social

Baixar livros de Sociologia

Baixar livros de Teologia

Baixar livros de Trabalho

Baixar livros de Turismo