

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**A INTER-RELAÇÃO ENTRE VARIÁVEIS ECONÔMICAS E O VOLUME DE
BEBIDAS CARBONATADAS NO BRASIL**

Bruno França Blaschek
Nº de matrícula 9916860

Orientador: Marco Antônio F. de H. Cavalcanti

Dezembro de 2004

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

Agradecimentos

Ao meu orientador e professor Marco Antônio F. de H. Cavalcanti. Primeiro por me ensinar os fascínios da econometria, e em segundo pela atenção, direcionamento e presteza com que me ajudou a realizar essa monografia.

Aos meus pais, com quem sempre pude contar. Dedicção, carinho e amor são apenas alguns simples substantivos que essas duas pessoas, mais do que especiais na minha vida, mostraram desde o meu nascimento. Obrigado por tudo. Amo vocês!

Á minha irmã Patrícia, e a sua família, Nelson e Lilian. Mesmo distantes vocês permanecem em meu coração.

À minha eterna chefe, e hoje amiga, Claudia Lorenzo, que ao me aceitar como seu estagiário, me mostrou a paixão e dedicação com que se deve levar o trabalho. É a ela que agradeço o início da minha trajetória profissional.

Aos meus chefes e amigos Sandor Hagen e Fernando Senhora, pelo direcionamento atual da minha carreira e por todo brilhantismo que passam aos seus subordinados. É um orgulho poder fazer parte desta equipe.

Aos meus queridos amigos da Coca-Cola, aos quais devo os meus agradecimentos por toda a paciência e ajuda durante esta fase da minha vida. "Essa é a Real".

A minha grande amiga e revisora ortográfica Ana Paula Leme. Sem ela com certeza este texto não teria o mesmo glamour.

E a todos aqueles que de uma maneira, ou de outra, me ajudaram, me estimularam e confiaram nas minhas escolhas.

SUMÁRIO

1. Introdução	5
2. O Mercado de Refrigerantes no Brasil	7
3. Séries Temporais	10
3.1. Descrição dos Dados	13
3.2. Análise das Séries	15
4. Modelos de Séries Temporais Multivariados	23
4.1. Modelo de Estimação VAR	24
4.2. Funções de Resposta ao Impulso	26
4.3. Especificação do Modelo	27
4.4. Análise dos Resultados	29
5. Conclusão	33
6. Bibliografia	34

1. Introdução

Desde a implementação do Plano Real em agosto de 1994, são notórias as modificações e transformações ocorridas no Brasil, seja no âmbito econômico, político e social. Uma das formas de se medir o sucesso do plano é através do claro aumento na renda disponível para consumo do brasileiro, assim como na quebra da inércia da hiperinflação brasileira.

Com a ampliação do poder de compra, devido as modificações ocorridas pós-Plano Real, os brasileiros alteraram não só a quantidade, como a diversidade da sua cesta de consumo. Acompanhando está tendência de crescimento na demanda, o mercado nacional de bebidas carbonatadas apresentou-se em franca expansão a partir desta data.

Entretanto, a locomotiva de crescimento sofreu desvios em sua rota após sucessivas crises internacionais, culminado com a forte desvalorização cambial nos anos de 1998 e 2001. O avanço da inflação durante o ano de 2002, ainda que em números bem inferiores aos da década de 80, e o fraco desempenho da economia brasileira nos dois últimos anos, onde a renda média do trabalhador brasileiro foi sensivelmente reduzida, são outros dois fatores que abalaram negativamente a economia. Seguindo a mesma tendência, observava-se uma acentuada queda nas vendas no segmento de refrigerantes no país. Portanto, qual é a relação entre as variáveis econômicas e o consumo de bebidas carbonatadas no Brasil?

Dessa forma, o presente trabalho teve como objetivo encontrar a inter-relação entre as variáveis econômicas que determinam a demanda por bens, tendo como estudo de caso o volume de refrigerantes vendidos no Brasil, correspondente ao período que vai de janeiro de 1995 a julho de 2004. Para tal, foi utilizado o modelo multivariado *Vector Autoregressive*, onde tais relações dinâmicas puderam ser medidas através das funções de reações ao impulso das variáveis.

Os resultados encontrados para a análise nos mostram que um choque positivo na renda média do brasileiro tende a produzir uma relação positiva de médio prazo no volume de refrigerantes do Brasil. A mesma tendência positiva é observada quando ocorre um impulso não antecipado sobre a oferta monetária, que representa também no médio prazo

uma estabilidade a partir do décimo terceiro período. Para o IPCA, o Índice de Preço ao Consumidor Amplo, não foi encontrado um padrão definido no curto prazo, assim como uma relação de estabilidade em relação ao valor inicial no médio e longo prazo que condiz com a teoria econômica. Por fim, a relação dinâmica entre taxa de desemprego e volume de refrigerantes mostrou-se fortemente negativa durante os três primeiros períodos, recuperando-se no períodos em diante até estabilizar-se a em torno do valor inicial a partir do décimo quarto período.

O estudo está dividido em 4 capítulos, além dessa introdução. No capítulo 2, descreve-se o mercado de refrigerantes no Brasil e suas intensas modificações. No capítulo 3 apresenta-se uma breve discussão sobre o comportamento das variáveis ao longo do período estudado. No capítulo 4, demonstra-se o modelo econométrico e os seus resultados. Por fim, no capítulo 5, conclui-se o trabalho.

2. O Mercado de Refrigerantes no Brasil

São notórias as modificações e transformações ocorridas no Brasil na última década do século XX, seja no âmbito econômico, político e social. O aumento do poder de compra do brasileiro, incrementando e diversificando a sua cesta de consumo, refletiu-se diretamente sobre diversos segmentos da economia. Para o mercado de bebidas carbonatadas não foi diferente.

Com a introdução do Plano Real em agosto de 1994 foi possível verificar um grande impacto na venda de bebidas carbonatadas no Brasil. A estabilização da inflação levou as classes de poder aquisitivo inferior - leia-se aqui principalmente as classes C e D (maioria da população brasileira) - a ter acesso a bens que antes estavam fora da sua cesta de consumo.

Hoje, o mercado brasileiro ocupa uma posição de destaque no cenário mundial. Com uma produção anual de quase 12 bilhões de litros/ano, o Brasil fica atrás apenas de países como o México, com uma produção anual de aproximadamente 13 bilhões de litros, e Estados Unidos, produzindo 57 bilhões de litros por ano. Cabe ainda destacar que esse setor movimenta hoje no país cerca de 9,5 bilhões de reais por ano, além de empregar 580 mil pessoas, sendo 60 mil em empregos diretos.

Como principais características o Brasil possui mais de 700 fábricas espalhadas por todo território, sendo comercializadas mais de 3.500 marcas diferentes em mais de 1 milhão de pontos de venda¹. Porém, deve-se destacar que este mercado é representado basicamente por dois grupos estratégicos bastante distintos: de um lado as marcas consideradas líderes de mercado, e de outros as marcas regionais, popularmente conhecidas como “tubaínas”.

O primeiro grupo, constituído por duas grandes multinacionais - Coca-Cola e Inbev (fusão do grupo brasileiro Ambev com o grupo belga Interbrew) - detêm aproximadamente 68% do mercado nacional de refrigerantes. As mesmas possuem características muito similares, tendo ambas operações tanto no mercado nacional quanto no internacional,

¹ Fonte: ABIR - Associação Brasileira das Indústrias de Refrigerantes e de Bebidas Não-Alcoólicas

contando ainda com um complexo e forte sistema de distribuição do seu extenso portfólio de produtos, além de realizar pesados investimentos na área de marketing, com mídias de televisão, jornal, outdoors e etc.

Já o segundo grupo surgiu de maneira mais intensa em 1995, ano seguinte ao plano Real. Com a explosão do consumo que se seguiu ao plano de estabilização, e pela disseminação das embalagens no formato PET, o que facilita não só a operação de produção, como também reduz os custos de logística e distribuição, houve um grande incentivo à entrada de pequenos e médios fabricantes regionais. Estes acabaram por ocupar um “espaço livre” deixado pelas grandes marcas. Como armas principais as “tubaínas” utilizaram preços mais acessíveis que chegam a custar cerca da metade do preço das marcas tradicionais, além de um marketing focado principalmente nos pontos-de-venda. Essa estratégia garantiu às mesmas uma participação de aproximadamente 32% de mercado, segundo fontes da AC Nielsen do Brasil.

Nos dias de hoje, ao mesmo tempo em que os fabricantes regionais ampliam os seus poderes de mercado, estrutura produtora e logística, as marcas líderes embarcam em estratégias distintas. Enquanto de um lado a Inbev "ataca" os concorrentes numa guerra de preços, com foco principalmente nas suas marcas líderes Guaraná Antarctica e Pepsi/Pepsi Twist nas embalagens PET 2 L e lata, a Coca-Cola aposta na diversificação do portfólio de embalagens, inclusive com o relançamento das famosas embalagens de vidro retornáveis². Esta última ainda ampliou o marketing dentro do ponto de venda, com materiais diferenciados e estratégias distintas para cada canal de consumo.

Este conjunto de estratégias deve-se principalmente ao fato de que após o boom de consumo percebido no plano Real, com um incremento na casa dos 85% se comparado os anos de 2002 e 1994, uma forte retração passou a dominar a tendência dos dois últimos anos (2003 e primeiro semestre de 2004) no volume de vendas de refrigerantes no Brasil. Para que se tenha uma ordem de grandeza, comparando o ano de 2003 ao de 2002, as vendas registraram uma queda na ordem de 3,3%.

² Para saber mais sobre o assunto: PINTO, A. L. T. **Determinantes e conseqüências do lançamento de novos produtos** - Estudo de caso: embalagens de 237ml e 1,25L Coca-Cola. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2003.

Por fim, cabe destacar a constante e intensa entrada de novos produtos não-carbonatados no segmento de bebidas. São chamadas bebidas não-carbonatadas todas aquelas que não refrigerantes: água, sucos, isotônicos e etc. O aumento da oferta, assim como o crescimento da demanda desses produtos, apenas reduzem a participação das bebidas carbonatadas no chamado "*share* de estômago". Cabe dizer que o avanço dessa categoria já trouxe aos seus fabricantes um faturamento de R\$ 350 milhões em 2003, segundo a ABIR.

Desta forma, assim como no Brasil, percebe-se no mercado de refrigerantes em geral uma intensa mudança de estratégias e do número de participantes nos últimos anos. Ainda podemos destacar que o cenário para os próximos anos do mercado de bebidas carbonatadas ficará cada vez mais incerto, principalmente com a disseminação de novas categorias.

3. Séries Temporais

Um dos maiores desafios da econometria moderna de séries temporais é o de desenvolver modelos simples e racionais, mas que ao mesmo tempo sejam capazes de prever, interpretar e testar hipóteses sobre dados econômicos. Ao mesmo tempo, a análise detalhada das séries temporais que irão ser utilizadas nos modelos é um dos primeiros passos para uma boa especificação.

Formalmente, é chamada de processo estocástico uma seqüência de dados de uma série temporal, que quando coletada, nos informa uma possível realização de uma variável aleatória. Além disso, a maioria das séries realizadas por este processo estocástico possui propriedades ou componentes comuns a todas essas séries. Cabe ressaltar que as séries econômicas reais podem de fato estar sendo geradas por processos estocásticos, nos dando uma ficção útil do verdadeiro processo gerador.

Considerando uma série temporal qualquer Y_t , representamos os componentes por:

$$Y_t = T + S + C + I$$

Onde:

T = valor da tendência de longo prazo;

S = sazonalidade;

C = componente cíclico

I = componente irregular

e sabendo que tais características apresentam-se de forma diferente em cada série.

Na econometria, denomina-se tendência um movimento considerado persistente e de longo prazo de uma variável ao longo do tempo. Esta tendência pode mostrar-se de diversas formas, seja positivamente como negativamente, de forma linear ou exponencial. Ainda podemos dividir o termo tendência em dois tipos: tendência determinista e

estocástica. A primeira é vista como uma função não aleatória do tempo, enquanto a segunda é aleatória e varia ao longo do tempo³.

O segundo membro, e talvez o mais importante para o estudo em questão, é a sazonalidade. Se a série temporal apresenta um comportamento sistemático com intervalos mensais, trimestrais ou até mesmo anuais, então dizemos que essa série possui sazonalidade, que é simplesmente um comportamento cíclico atrelado a dois principais fatores: (a) clima: temperatura, chuva, horas de sol; (b) eventos do calendário: festas religiosas, Natal, feriados nacionais, etc. Seja qual for o caso, esses eventos influenciam as decisões de consumo e a produção dos agentes econômicos.

A sazonalidade foi assim descrita por Hylleberg (1992):

“... é o movimento sistemático, embora não necessariamente regular, ocorrido entre os anos, causado por mudanças climáticas, eventos do calendário ou determinações periódicas, através das decisões de consumo e produção tomadas direta ou indiretamente pelos agentes econômicos. Essas decisões são influenciadas pelas dotações, expectativas e preferências desses agentes além das técnicas de produção disponíveis na economia”.

Por fim, convencionou-se chamar de irregular àquele elemento que possui um fator aleatório "residual", e que possivelmente inclui o elemento cíclico das séries nesse componente. Apesar de não haver um modelo muito bem definido, o mesmo pode ser razoavelmente estimado.

Outra importante questão que recai sobre os estudos econométricos, cada vez mais colocada em questão em novos trabalhos, é a utilização irrestrita de dados de séries temporais dessazonalizadas. As principais argumentações recaem sobre a teoria de que as flutuações sazonais podem conter informações importantes sobre as variáveis estudadas, principalmente sobre os componentes de tendência e/ou cíclicos. Além disso, em função da natureza “antecipada” dos eventos que lhe dão origem, os ciclos sazonais têm as suas particularidades.

³ Econometricamente é considerado mais apropriado modelar séries temporais econômicas com tendências estocásticas do que deterministas.

No entanto, às vezes convêm aplicar suavizações sobre as séries temporais, e assim eliminar algumas das flutuações de curto prazo, principalmente tornar "mais fácil discernir entre tendências e padrões cíclicos e analisar visualmente uma série suavizada" [Pindyck e Rubinfeld, 2004]. Assim, neste estudo será proposta a dessazonalização da série, procurando ainda evitar a remoção das flutuações irregulares de curto prazo.

A hipótese de que não haverá mudanças nos valores futuros, ou seja, de que serão como no passado é importante na regressão de séries temporais. "Importante o suficiente para receber um nome próprio: "estacionariedade" [Stock e Watson (2004)]. O fato de uma série ser estacionária significa que podemos modelar o processo que a identifica através de uma ou mais equações com coeficientes fixos, que, conseqüentemente, podem ser estimados a partir das suas próprias defasagens. Todavia, sabemos que a maioria das séries econômicas estudadas apresenta característica de não-estacionariedade.

Em sendo assim, diversas técnicas foram desenvolvidas para tal identificação. Um desses métodos se baseia na análise do gráfico da FAC. Sabemos que séries que possuem raiz unitária, ou seja, aquelas que são não-estacionárias, geralmente são caracterizadas graficamente por uma trajetória que cai lentamente e linearmente. Porém, somente com a visualização do gráfico da FAC não podemos garantir com total precisão a característica não-estacionária das séries. Para ampliarmos as nossas convicções é necessário então a utilização do teste de Dickey-Fuller (DF).

Considerando uma série temporal Y_t qualquer, o teste DF baseia-se na seguinte equação para sabermos se de fato a variável possui ou não raiz unitária:

$$\nabla Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \gamma Y_{t-1} + u_t$$

onde:

$$\alpha_1 = \text{constante};$$

$$t = \text{tendência determinista};$$

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

Depois de estimada a equação, verifica-se a seguinte hipótese:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ (presença de raiz unitária)}$$

$$H_1: \gamma \neq 0 \text{ (estacionariedade ou tendência determinista)}$$

Um segundo tipo de não-estacionariedade é a chamada quebra estrutural. A mesma acontece quando a FRP (Função de Regressão da População) muda no decorrer da amostra. Ao ocorrer essa quebra, as estimativas por M.Q.O. (Mínimos Quadrados Ordinários) da função de regressão ao longo da amostra irão demonstrar uma relação que é válida em média. Todavia, dependendo da localização dessa quebra, a função de regressão poderá ser bastante diferente da FRP, levando assim a baixas previsões, ou às chamadas regressões espúrias.

3.1 Descrição dos Dados

Em tendo este estudo a finalidade de encontrar as possíveis inter-relações entre as variáveis econômicas e o nível de consumo de refrigerantes no Brasil, buscou-se selecionar variáveis que pudessem de fato explicar tais inter-relações. As mesmas são o IPCA, o M2, a renda média do trabalhador brasileiro, a taxa de desemprego, e obviamente, o volume de vendas de refrigerantes no Brasil.

Para esta última, o trabalho utiliza uma série de vendas de refrigerantes no Brasil, apresentada em número-índice, para o período de janeiro de 1993 (ano base = 100) até julho de 2004, tendo como fonte o Instituto AC Nielsen do Brasil. Os dados são compostos pelas companhias Coca-Cola, Inbev, além das principais marcas de Tubainas de cada região.

A coleta e mensuração dos dados são realizadas mensalmente, sendo o país delimitado geograficamente em quatro grandes áreas:

- **Área I:** Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia;

- **Área II:** Minas Gerais Espírito Santo e Interior do Rio de Janeiro;
- **Área III:** Grande Rio: Rio de Janeiro, Nova Iguaçu, Duque de Caxias, Nilópolis, São Gonçalo e São João de Meriti;
- **Área IV:** Grande São Paulo: São Paulo, Santo André, São Bernardo do Campo, São Caetano do Sul, Diadema, Mauá, Guarulhos, Osasco, Embu e Taboão da Serra;
- **Brasil:** Todo território nacional excluindo-se a Região Norte.

Cabe destacar que os dados coletados pelo instituto em questão são provenientes de pesquisa, e, portanto, amostrais. Ainda, os mesmos estão sujeitos a um erro padrão de cerca de 2.6%, nos levando a um intervalo de confiança de 0.5 pontos percentuais tanto positivamente, quanto negativamente.

O IPCA, Índice de Preço ao Consumidor Amplo, medido pelo IBGE, é produzido desde 1980. Ele mede as variações de preços ao consumidor observadas nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além de Brasília e Goiânia.

O IPCA, apresentando em níveis percentuais, reflete a variação dos preços das cestas de consumo das famílias com recebimento mensal de 1 a 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte.

A outra variável selecionada, o M2, medido pelo Banco Central do Brasil, é constituído pelo papel moeda em poder do público, adicionada pelos depósitos à vista e os depósitos que rendem juros. O interesse por esta medida, em detrimento do M1, recaí sobre o fato de estudos empíricos mostrarem uma certa instabilidade sobre a demanda do segundo, ao contrário do primeiro, que apresenta-se mais estável. Por isso, o M2 é muitas vezes o ponto focal da política monetária dos Bancos Centrais de muitos países.

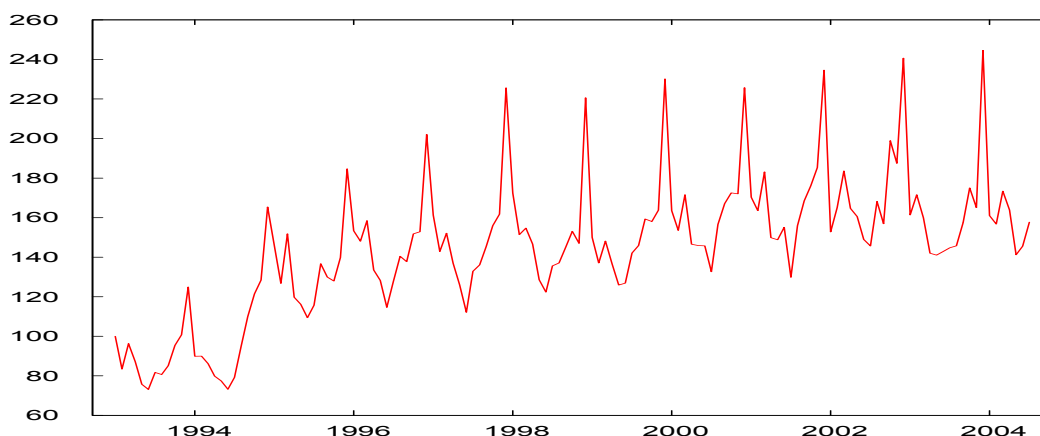
Por fim, as demais variáveis a serem adotadas pelo modelo foram retiradas da PEM, pesquisa Mensal de Emprego, do IBGE⁴.

⁴ Como a pesquisa em questão sofreu uma reformulação em sua metodologia em 2002, cabe destacar alguns pontos importantes. A antiga pesquisa, encerrada em dezembro de 2002, trazia os dados para pessoas com 15 anos ou mais de idade, enquanto a nova metodologia traz dados de pessoas com 10 anos ou mais de

- **Renda Média:** Renda média real das pessoas ocupadas de 15 anos ou mais (em reais) nas principais metrópoles do Brasil, deflacionada pelo IPCA, e medida em Reais (R\$);
- **Desemprego:** Taxa de desemprego, ou seja, a fração da força de trabalho sem emprego, medida em termos percentuais;

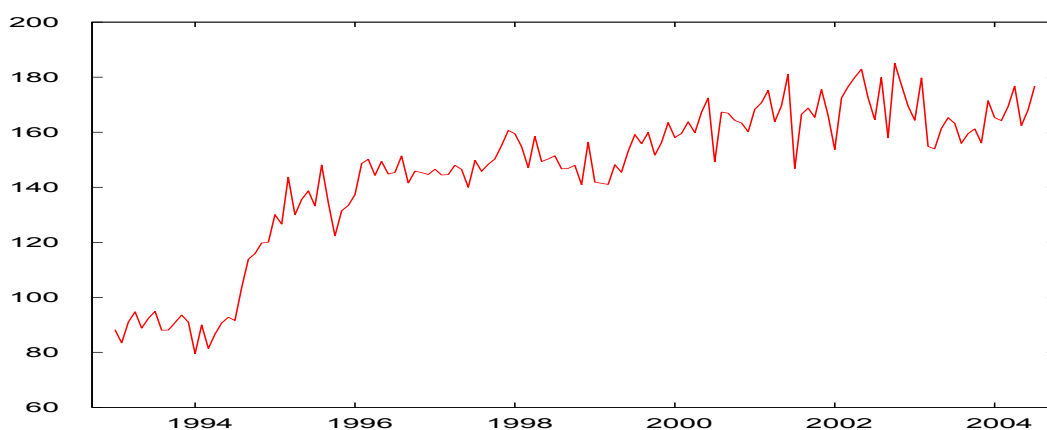
3.2 Análise das Séries

Conforme mencionado anteriormente, ao analisarmos as séries de vendas de uma empresa, assim como algumas séries econômicas, sabemos que provavelmente as mesmas tenderão a ser não-estacionárias. No caso da indústria de refrigerantes no Brasil, a princípio, a nossa percepção vai de encontro a esta hipótese. Ao observarmos o gráfico do volume de vendas no período de janeiro de 1993 a julho de 2004, é possível constatar dois importantes componentes da série: sazonalidade com um ciclo de 12 (doze) meses e uma tendência de crescimento de longo prazo.

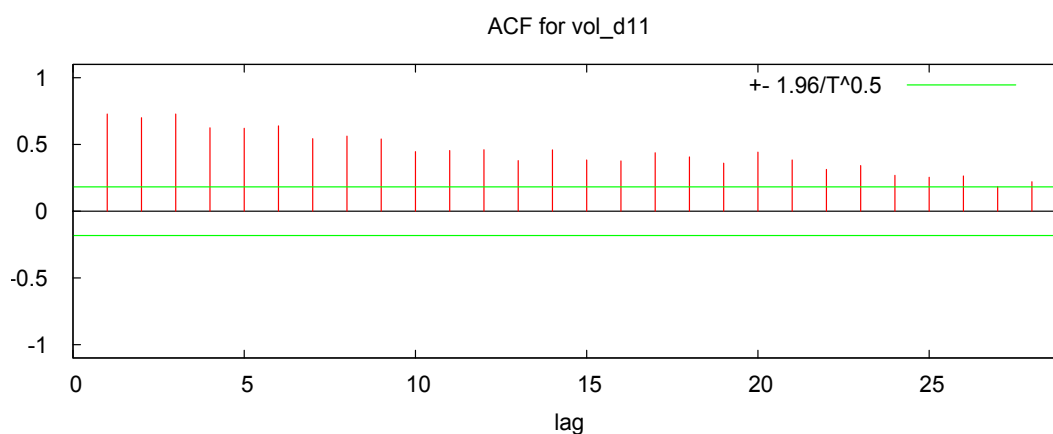


idade. Porém, como a nova metodologia inicia-se em outubro de 2001, antes mesmo do encerramento da antiga metodologia, foi decidido por utilizar um fator médio, que nada mais é do que a proporção entre as duas séries, em percentual, onde através desse fator médio encontra-se a nova série de dados. Dessa forma, os dados de janeiro de 2003 até julho de 2004 nada mais são do que a multiplicação dos dados da nova metodologia por esse fator médio encontrado.

Como um primeiro exame da série temporal em questão, podemos testar a presença ou não de raiz unitária através da análise do gráfico da FAC. Porém, para um estudo mais preciso, convém que se eliminem as flutuações sazonais, isto é, que se aplique sobre a série temporal um método de dessazonalização. Sabemos que uma das formas de se eliminar a sazonalidade de uma série é através da utilização do método X-12 ARIMA, desenvolvido pelo U.S. *Department of Commerce* e U.S. *Census Bureau*. Depois de aplicado este método, podemos verificar o resultado no gráfico a seguir:



Com a nova série vemos então que a FAC é dada por:



O desenho do gráfico da FAC nos leva a crer que, conforme pensávamos, essa série apresenta uma característica de não-estacionariedade. Porém, ao utilizar o teste de Dickey-Fuller, com os coeficientes constante e tendência diferentes de zero, vemos que:

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>p-valor</i>
α_1	23,6008	5,69499	4,1441	0,000060
α_2	0,113108	0,0349492	3,2363	0,001523
γ volume t_{-1}	-0,213151	0,0523869	-4,0688	0,000080

Mean of dependent variable = 0,641532

Standard deviation of dep. var. = 8,97817

Sum of squared residuals = 9823,76

Standard error of residuals = 8,53045

Unadjusted $R^2 = 0,110428$

Adjusted $R^2 = 0,0972489$

F-statistic (2, 135) = 8,37917 (p-valor = 0,000371)

Durbin-Watson statistic = 2,64037

First-order autocorrelation coeff. = -0,327157

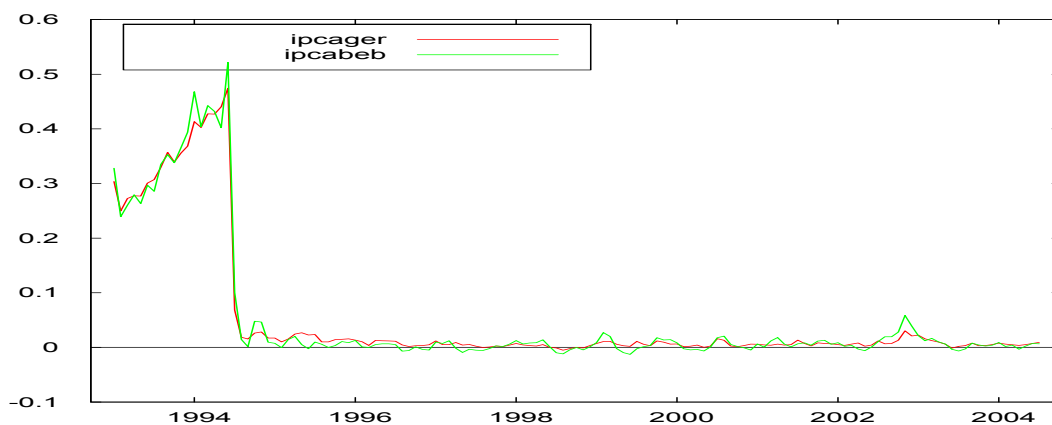
Os resultados nos indicam que não devemos aceitar a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% de significância. Porém, como sabemos, a rejeição da hipótese nula não nos diz necessariamente que a série é estacionária, uma vez que a hipótese alternativa é de estacionariedade ou de tendência determinista. Assim, poderemos estar diante de uma série não-estacionária, mas com tendência determinista.

Além disso, outro importante ponto a se destacar é a possibilidade de existir uma quebra estrutural na série de dados. Conforme previamente assinalado, esta quebra estrutural ocorre em 1994, durante a adoção do Plano Real, onde há um forte incremento nas vendas de refrigerantes devido principalmente ao crescimento médio na renda do brasileiro. Dessa forma, iremos reduzir o número de observações da série, iniciando-a em janeiro de 1995.

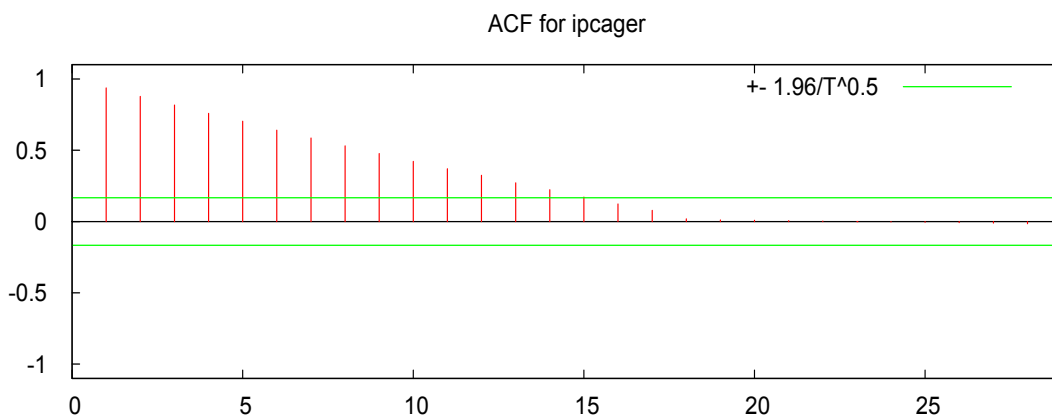
Há, ainda, fortes suspeitas de que o volume de bebidas carbonatadas é altamente influenciado pela temperatura média do ambiente, assim como pelo número de precipitações. Porém, além de não ser obtida uma série com grande número de observações, e que acompanhe as demais séries econômicas, a análise do mesmo sairia do escopo deste estudo.

Para o IPCA, optamos por selecionar duas séries de dados: o IPCA Geral (em vermelho no gráfico) e o IPCA de Alimentos e Bebidas (em azul no gráfico). É possível observar que ambas as séries possuem comportamentos próximos, mostrando ainda o

sucesso que foi a superação da barreira inercial da hiperinflação que atingia o Brasil desde o início da década de 80, após os choques no preço do petróleo na década de 70. As taxas mensais do IPCA passaram de 47,4% em junho de 1994 para 6,84% em julho e 1,86% em agosto.



Ao analisar a estacionariedade, que será realizada apenas para a série IPCA Geral, vemos através do gráfico da FAC a suspeita de termos uma série também não estacionária.



Com a realização do Teste de Dickey-Fuller essa hipótese não é confirmada ao nível de significância de 5%. Isso só é acontece ao nível de significância de 1%, onde o valor crítico é igual a 2,576:

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio- Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>p-valor</i>
α_1	0,00625576	0,00825088	0,7582	0,449657
α_2	-6,27331e-05	9,33881e-05	-0,6717	0,502893
γ ipcager $t-1$	-0,0747653	0,0314892	-2,3743	0,018990

Mean of dependent variable = -0,00213333

Standard deviation of dep. var. = 0,0361855

Sum of squared residuals = 0,171287

Standard error of residuals = 0,0356201

Unadjusted $R^2 = 0,045148$

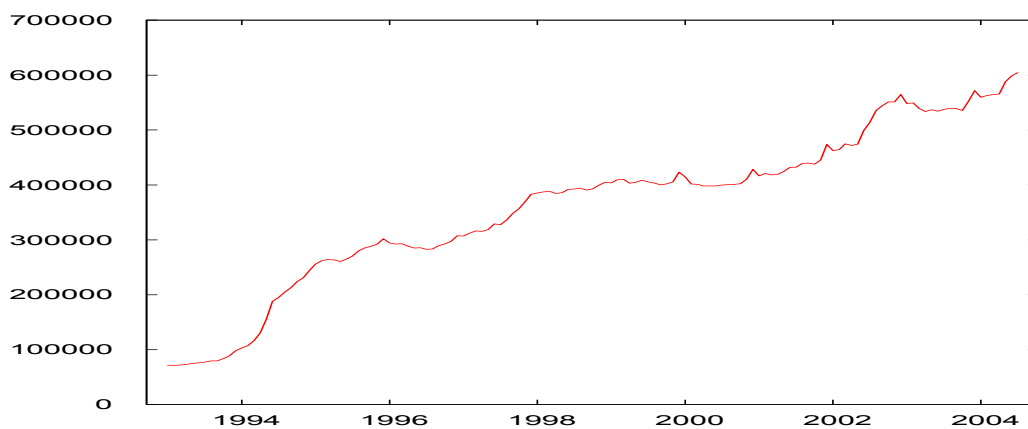
Adjusted $R^2 = 0,031002$

F-statistic (2, 135) = 3,19158 (p-valor = 0,0442)

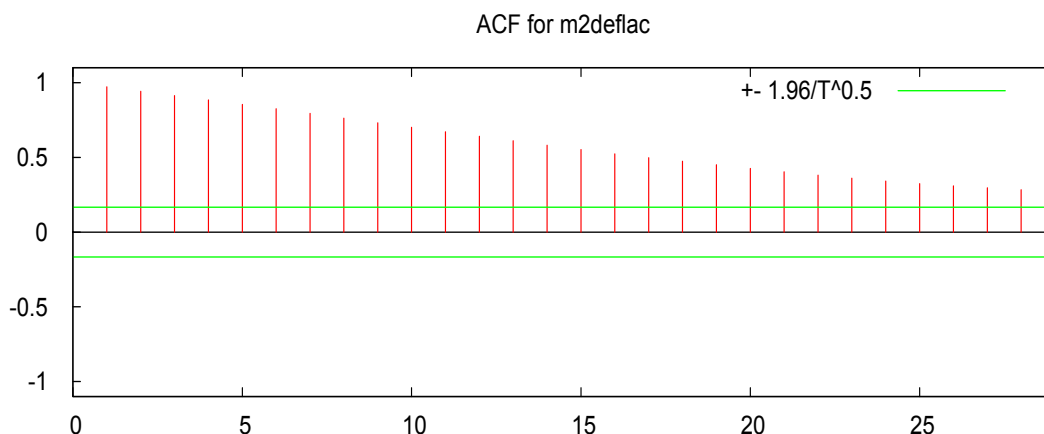
Durbin-Watson statistic = 1,87113

First-order autocorrelation coeff. = 0,0603447

Ao examinar o gráfico do M2, deflacionado pelo IPCA, podemos ver que o mesmo possui uma tendência positiva, sem, porém, apresentar grandes variações ao longo dos anos.



Esta série apresenta uma FAC que, assim como as outras, que cai lentamente e linearmente, nos indicando a possibilidade de existência de raiz unitária.

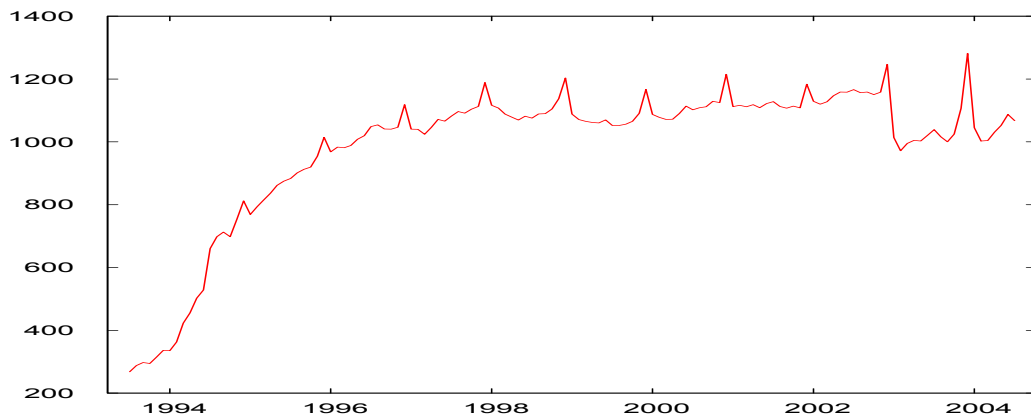


Pelo Teste de Dickey-Fuller temos uma tendência à não rejeitar a hipótese nula a 5%:

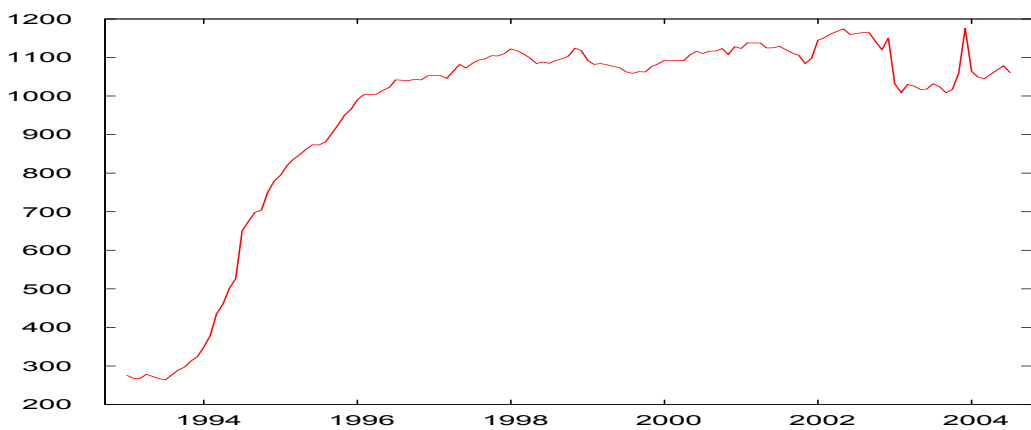
<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>p-valor</i>
const	8757,97	2603,28	3,3642	0,000999
time	91,2317	62,8648	1,4512	0,149034
m2defdef	-0,0315485	0,0181113	-1,7419	0,083799

Mean of dependent variable = 3861,65
 Standard deviation of dep. var. = 7824,33
 Sum of squared residuals = 8,15849e+009
 Standard error of residuals = 7773,88
 Unadjusted $R^2 = 0,0272643$
 Adjusted $R^2 = 0,0128534$
 F-statistic (2, 135) = 1,89192 (p-valor = 0,155)
 Durbin-Watson statistic = 1,52195
 First-order autocorrelation coeff. = 0,235674

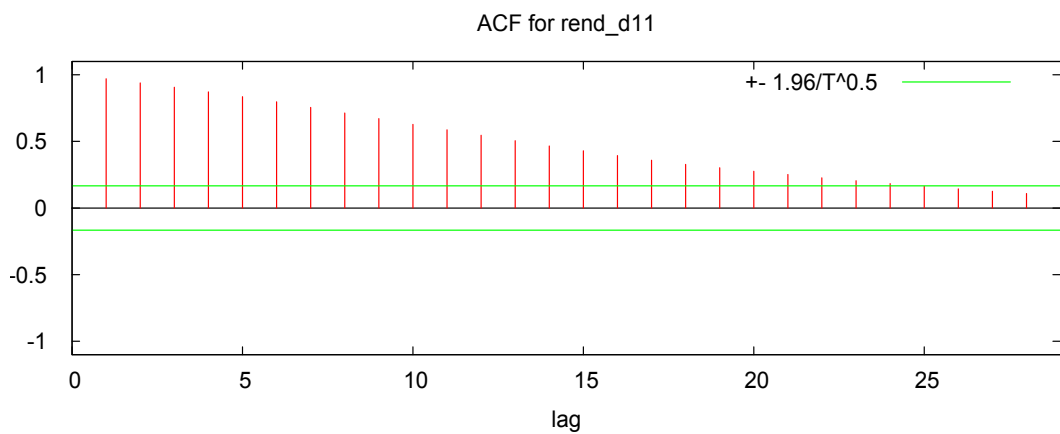
A quarta variável a ser analisada é a renda média real - deflacionada pelo IPCA - do brasileiro. Pelo gráfico pode-se observar, assim como no volume de refrigerantes, o caráter sazonal da série. A mesma deve-se ao fato de serem incluídos na remuneração, além dos salários contratuais, horas extras e uma série de outros trabalhistas como o 13º salário, a participação nos lucros pagos pela empresa ou outras gratificações. Por esse motivo, a renda média real cresce todo mês de dezembro num movimento sazonal anual.



Dessa forma, foi aplicado o mesmo critério de dessazonalização aplicado para o volume de vendas de refrigerantes, o X-12 ARIMA.



Para examinar a estacionariedade da série, vemos que o gráfico da FAC é dado por:



A trajetória do mesmo nos leva a crer que essa série de dados apresenta características de não-estacionariedade. Utilizando o teste de Dickey-Fuller, com os coeficientes constante e tendência diferentes de zero, vemos que:

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio- Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>p-valor</i>
α_1	29,1966	8,03398	3,6341	0,000395
α_2	-0,0975868	0,0742765	-1,3138	0,191131
γ renda	-0,01743	0,011298	-1,5428	0,125231

Mean of dependent variable = 5,69011

Standard deviation of dep. var. = 24,6706

Sum of squared residuals = 74818,8

Standard error of residuals = 23,5417

Unadjusted $R^2 = 0,102713$

Adjusted $R^2 = 0,08942$

F-statistic (2, 135) = 7,72678 (p-valor = 0,000665)

Durbin-Watson statistic = 1,95227

First-order autocorrelation coeff. = 0,0158133

O que nos indica que não devemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% de significância, confirmando o resultado do gráfico da FAC.

Dessa forma, podemos concluir que todas as séries apresentadas possuem um comportamento não estacionário, com exceção do volume de refrigerantes que demonstrou não possuir raiz unitária. Entretanto, conforme dito anteriormente, o teste de Dickey-Fuller apresenta baixa potência, indicando que a série pode ser não-estacionária com a presença de uma tendência determinista.

4. Modelos de Séries Temporais Multivariados

A análise econométrica de dados de séries temporais pode basear-se em dois tipos de modelos: modelos univariados ou modelos multivariados. No primeiro, as características da série são "explicadas" única e exclusivamente pelos seus próprios valores passados. Já no segundo as características da série são explicadas não só em função dos valores passados da própria série, como também os de outras variáveis. Considerando ainda os modelos multivariados, os mesmos podem ser separados em duas categorias: modelos multivariados uniequacionais ou de múltiplas equações.

Atualmente, os modelos de simulação multivariados têm sido amplamente aplicados na formulação de políticas públicas, assim como para a decisão de produção em corporações. Entretanto, a construção do modelo torna-se um dos pontos críticos na análise, pois o mesmo não se trata de uma simples combinação de várias equações isoladas que se estimam individualmente. Quando utilizamos equações individuais, que a princípio possuem uma boa relação e ajuste aos dados históricos, para a formulação de um modelo de equações simultâneas, poderemos encontrar resultados que pouco tem a ver com a realidade, principalmente pela dificuldade encontrada em se estruturar a dinâmica do modelo, que nada mais é do que a combinação de equações individuais.

A utilização de defasagens e ajustamento dinâmico torna-se um outro importante componente na especificação e teste dos modelos. Ao especificar estruturas alternativas de defasagens das variáveis, poderemos ditar o comportamento do modelo em grande parte graças a essa especificação, a qual precisa ter fundamentos teóricos razoáveis.

Por fim, ainda pode ser insuficiente tentarmos colocar peso somente sobre a teoria econômica na determinação correta da especificação do modelo. Isso porque podem ocorrer divergências sobre qual teoria a ser utilizada, assim como sua consistência com diversas estruturas de defasagens alternativas, as quais resultam em modelos com comportamentos dinâmicos muito diferentes. Desta forma, é necessário que se deixe algumas das vezes que os próprios dados especifiquem a estrutura dinâmica de um modelo.

Um dos modelos multivariados de múltiplas equações mais utilizados no momento, principalmente na macroeconomia, é o VAR (*Vector Autoregressive Model*), apresentado por Christopher Sims em 1980. Este modelo é útil, primeiramente, para modelos de estimação de curto prazo. Entretanto, o mesmo apresenta-se extremamente importante e eficaz para examinar hipóteses econômicas sobre a relação “*lead-lag*” entre duas ou mais variáveis, posto que o modelo poderá ser capaz de capturar a dinâmica e a relação de interdependência. Para tal propósito, há duas aplicações específicas: a primeira é através do Teste de Causalidade, proposto por Granger; e o segundo se faz pela análise de resposta a impulso.

Em sendo assim, podemos dizer que o VAR é uma forma de conciliar um ajuste aos dados, que a princípio não possuem um embasamento teórico, com argumentos teóricos. A primeira parte, se faz através da decisão do número de defasagens, enquanto a segunda parte entra, inicialmente, na escolha das variáveis a serem adicionadas ao modelo. Por fim, a teoria retorna ao VAR na hora de calcular as funções de resposta ao impulso.

O presente capítulo está organizado em quatro seções: na seção 4.1, define-se o modelo de estimação VAR; na 4.2, faremos um breve comentário sobre as FRI (Funções de Resposta ao Impulso); na 4.3, fazemos a especificação do modelo que irá capturar a inter-relação entre as variáveis econômicas e o volume de refrigerantes no Brasil; e na 4.4 é demonstrado o resultado gerado pelas funções de resposta a impulso a partir desse modelo.

4.1. Modelo de Estimação VAR

A importante, e principal, característica do modelo VAR se faz na comparação com modelos estimados na forma estrutural, que se baseiam em duas medidas restritas básicas: (1) classificação das variáveis selecionadas para o modelo em exógenas ou endógenas e (2) imposição de restrições zero nos parâmetros estruturais. O VAR aponta para uma alternativa, baseando-se na estimação dos modelos na forma reduzida, sendo todas as variáveis selecionadas endógenas, sujeitas ao menor número possível de restrições.

Uma das simplicidades de se estruturar o modelo VAR é a de que se faz necessário apenas duas coisas: (1) as variáveis (que podem possuir caráter exógeno ou endógeno), que como previamente citado, acreditamos fazer parte do modelo e (2) o maior número de defasagens que se fazem necessárias para que consigamos capturar a maioria dos efeitos que as variáveis possuem uma sobre as outras.

Entretanto, um dos problemas apresentados pelo modelo recai exatamente sobre uma de suas simplicidades, que é o número de defasagens a serem utilizadas nas equações. Se o número de defasagens adotado for muito baixo, poderemos estar incorrendo em um modelo de "baixa especificação"; ao mesmo tempo em que sabemos que ao buscarmos defasagens suficientemente longas para tentar capturar da melhor forma possível a dinâmica do sistema estaremos, por um outro lado, diminuindo os graus de liberdade. O resultado, é que poderemos estar impondo restrições *à priori* ao modelo, e assim, não podendo compor o número ideal de defasagens.

Para facilitar a determinação do número ideal de defasagens, podemos utilizar tanto o R^2 corrigido:

$$R^2 = 1 - (1 - R^2) * (n - 1)/(n - k - 1)$$

Como o critério de informação Akaike (AIC), que é dado por:

$$AIC = \log (\sum \hat{\varepsilon}_i^2 / N) + (2k/N)$$

onde o fator $\sum \hat{\varepsilon}_i^2$ é a soma do quadrado dos resíduos.

Os dois métodos apresentados são medidas da qualidade do ajustamento que levam em conta a perda de graus de liberdade decorrente do acréscimo de variáveis ao modelo, ou seja, uma penalização pelo aumento do número de regressores. Essas estatísticas podem ser utilizadas na determinação do número de defasagens do modelo a ser especificado, sendo escolhido o modelo que apresentar os menores valores para AIC.

A estacionariedade ou não das variáveis adotadas no modelo de estimação VAR é uma outra questão importante e de profundas discussões. Alguns pesquisadores - principalmente Sims (1980) e Doan (1992) - apontam contra a diferenciação, mesmo as variáveis tendo a presença de raiz unitária. A principal argumentação recai sobre as próprias características do VAR, que é a de "determinar a inter-relação entre as variáveis" [Enders (1995)], e assim, a diferenciação significaria a eliminação de importantes informações relativas as possíveis relações de longo prazo entre as variáveis. Ainda, caso não haja o interesse em testar hipóteses, não haveria a princípio problemas em estimar a regressão das variáveis em nível.

Em sendo o intuito deste estudo de monografia o de tentar entender a inter-relação entre as variáveis econômicas e o volume de refrigerantes no Brasil, iremos optar por não aplicar qualquer tipo de método de ajuste de não-estacionariedade das séries, com exceção ao IPCA Geral. Isso porque as variáveis IPCA Geral e IPCA Alimentos e Bebidas se movem juntas com bastante proximidade no longo prazo, parecendo que ambas possuem uma tendência estocástica comum. Todavia, sendo o IPCA de Alimentos e Bebidas uma das bases para o cálculo do IPCA Geral, podemos de fato concluir que ambas possuem o mesmo, ou quase o mesmo, componente de tendência⁵.

4.2. Funções de Resposta ao Impulso

Uma forma muito útil de caracterizar a relação dinâmica entre variáveis é a de traçar suas respostas a choques (ou impulsos) não antecipados em uma das variáveis. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), "as respostas ao impulso fazem isso ao mostrar como um choque em qualquer das variáveis se filtra através do modelo, afetando todas as demais variáveis, e eventualmente retroage sobre a própria variável original".

Todavia, para este fim, após estimar os modelos VAR, eles são convertidos em uma combinação linear das inovações, não tendo, portanto, qualquer significado econômico. Dessa forma, para obtermos essa informação é preciso transformar o modelo da forma

⁵ Em sendo assim, aplicaremos a relação $IPCARelativo = IPCA\ Alimentos\ e\ Bebidas / IPCA\ Geral$

reduzida para a forma estrutural. Para tal, é preciso adicionar restrições para a identificação, que são impostas à matriz de covariância dos distúrbios estruturais e à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis endógenas.

Segundo Sims, duas restrições que podem ser impostas são as de que os distúrbios de diferentes equações não sejam correlacionados (matriz variância-covariância dos distúrbios diagonal) e sobre os elementos abaixo da diagonal principal presentes na matriz dos coeficientes das variáveis endógenas (B triangular inferior). A este procedimento é dado o nome de "decomposição de Choleski".

4.3. Especificação do Modelo

Como previamente citado, nos modelos de auto-regressão vetorial não existe qualquer distinção entre variáveis endógenas ou exógenas. Em nosso modelo, as vendas de refrigerante são explicadas em termos de seus próprios valores defasados e dos valores defasados da Renda Média dos trabalhadores no Brasil, do M2 deflacionado, do IPCA Relativo, e Taxa de Desemprego. Assim, não precisamos determinar quais variáveis são exógenas ou endógenas, todas elas são consideradas endógenas.

O modelo VAR para as quatro variáveis endógenas, chamadas respectivamente de Renda, M2, IPCA Relativo e Taxa de Desemprego, segue o seguinte formato:

$$\text{Volume}_t = \alpha + \sum \beta_{1j} \text{Volume}_{t-j} + \sum \gamma_{1j} \text{Renda}_{t-j} + \sum \delta_{1j} \text{M2}_{t-j} + \sum \omega_{1j} \text{IPCA}_{t-j} + \sum \Theta_{1j} \text{Desemprego}_{t-j} + u_{1t}$$

$$\text{Renda}_t = \alpha + \sum \beta_{2j} \text{Volume}_{t-j} + \sum \gamma_{2j} \text{Renda}_{t-j} + \sum \delta_{2j} \text{M2}_{t-j} + \sum \omega_{2j} \text{IPCA}_{t-j} + \sum \Theta_{2j} \text{Desemprego}_{t-j} + u_{2t}$$

$$\text{M2}_t = \alpha + \sum \beta_{3j} \text{Volume}_{t-j} + \sum \gamma_{3j} \text{Renda}_{t-j} + \sum \delta_{3j} \text{M2}_{t-j} + \sum \omega_{3j} \text{IPCA}_{t-j} + \sum \Theta_{3j} \text{Desemprego}_{t-j} + u_{3t}$$

$$\text{IPCA}_t = \alpha + \sum \beta_{4j} \text{Volume}_{t-j} + \sum \gamma_{4j} \text{Renda}_{t-j} + \sum \delta_{4j} \text{M2}_{t-j} + \sum \omega_{4j} \text{IPCA}_{t-j} \\ + \sum \Theta_{4j} \text{Desemprego}_{t-j} + u_{4t}$$

$$\text{Desemprego}_t = \alpha + \sum \beta_{5j} \text{Volume}_{t-j} + \sum \gamma_{5j} \text{Renda}_{t-j} + \sum \delta_{5j} \text{M2}_{t-j} + \sum \omega_{5j} \\ \text{IPCA}_{t-j} + \sum \Theta_{5j} \text{Desemprego}_{t-j} + u_{5t}$$

onde os termos u são os erros estocásticos, ou mais conhecidos como impulsos.

Primeiramente devemos destacar que as observações das séries foram limitadas ao período de janeiro de 1995 a julho de 2004, excluindo assim a quebra estrutural que é observada na série de volume de refrigerantes.

Para a escolha do modelo que será utilizado para futura análise devemos inicialmente definir o número de defasagens que irão ser utilizadas. Para isso, e conforme mencionado anteriormente, foi utilizado o Critério de Akaike (AIC).

Inicialmente estimamos o modelo com um grande número de defasagens, reduzindo essas defasagens até t-1, sempre observando o efeito da extração sobre o critério de informação. Os resultados seguem na tabela a seguir:

Defasagens	jan/95 a jul/04			
	AIC	R ²	R ² Ajustado	R ² Ajustado/R ²
1	61,055	0,695	0,681	-2,0%
2	59,642	0,727	0,700	-3,6%
3	59,926	0,748	0,711	-5,0%
4	62,164	0,761	0,710	-6,7%
5	63,041	0,777	0,715	-8,0%
6	67,073	0,783	0,705	-9,9%
7	69,993	0,792	0,700	-11,6%
8	71,547	0,805	0,700	-13,1%
9	75,537	0,812	0,689	-15,1%
10	73,812	0,831	0,699	-15,9%
11	77,128	0,838	0,688	-18,0%
12	75,778	0,854	0,693	-18,9%

Com base na tabela, é possível verificar que para o modelo em questão deveremos usar duas defasagens para as variáveis, onde o AIC apresenta valor 59,642.

4.4. Análise dos Resultados

Como dito anteriormente, uma das especificidades do VAR é o de poder analisar a relação dinâmica entre as variáveis através das funções de resposta a impulso. Para tal é preciso que primeiramente se estime o modelo por M.Q.O.

No entanto, cabe destacar que alguns pesquisadores demonstram que a estimação de respostas a impulsos e previsões sobre as decomposições do erro se mostram inconsistentes em longos horizontes quando aplicado um modelo VAR irrestrito com séries que apresentam não estacionariedade. De forma mais direta, Phillips (1998) apresenta em seu estudo que modelos VAR com presença de raiz unitária tende a produzir funções de resposta ao impulso "aleatórias em vez de resposta a impulsos verdadeiras" [Phillips (1998)], mesmo de posse de uma grande série de dados. Apesar disso, este estudo de monografia irá desconsiderar tal restrição, mesmo sabendo os possíveis resultados sobre a sua não aplicação.

Dessa forma, a primeira equação estimada do nosso modelo nos retorna os seguintes resultados:

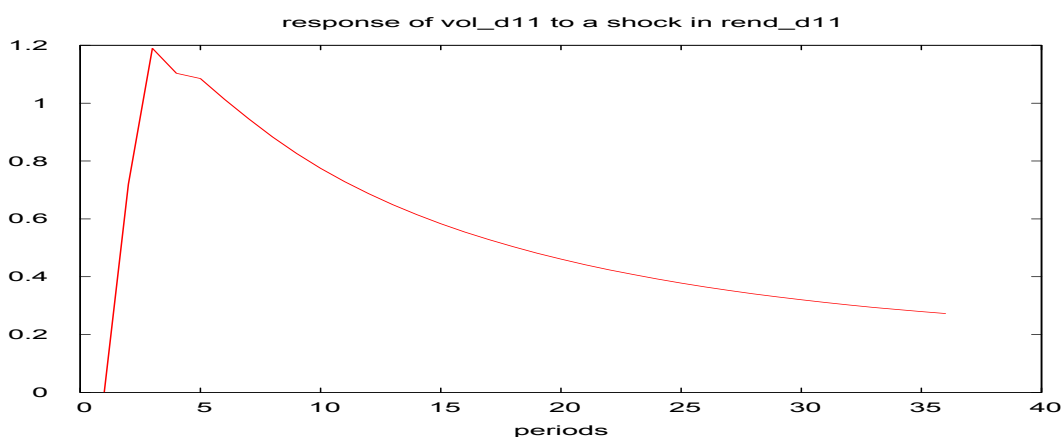
<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>p-valor</i>
constante	42,935	11,918	3,603	0,000
volume $t-1$	0,190	0,095	1,990	0,049
volume $t-2$	0,196	0,093	2,103	0,038
renda $t-1$	0,049	0,036	1,368	0,174
renda $t-2$	-0,001	0,034	-0,028	0,978
IPCA $t-1$	-0,178	0,100	-1,776	0,079
IPCA $t-2$	0,123	0,101	1,219	0,226
Desemprego $t-1$	-42,800	161,531	-0,265	0,792
Desemprego $t-2$	-121,157	150,146	-0,807	0,422
M2 $t-1$	0,000	0,000	-1,112	0,269
M2 $t-2$	0,000	0,000	1,572	0,119

Sum of squared residuals = 5664,6
Standard error of residuals = 7,3802

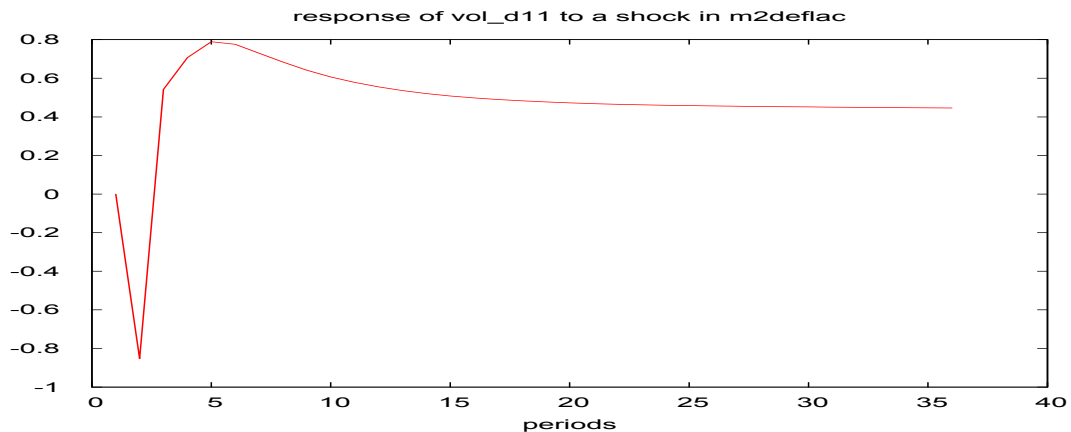
Unadjusted R-squared = 0,726626
Adjusted R-squared = 0,70034
F-statistic (10, 104) = 27,6431 (p-valor < 0,00001)
Durbin-Watson statistic = 2,0186
First-order autocorrelation coeff. = -0,0193878

Depois de aplicada a decomposição de Choleski, são apresentados, logo abaixo, os gráficos das funções de resposta ao impulso do volume de refrigerantes a um choque na:

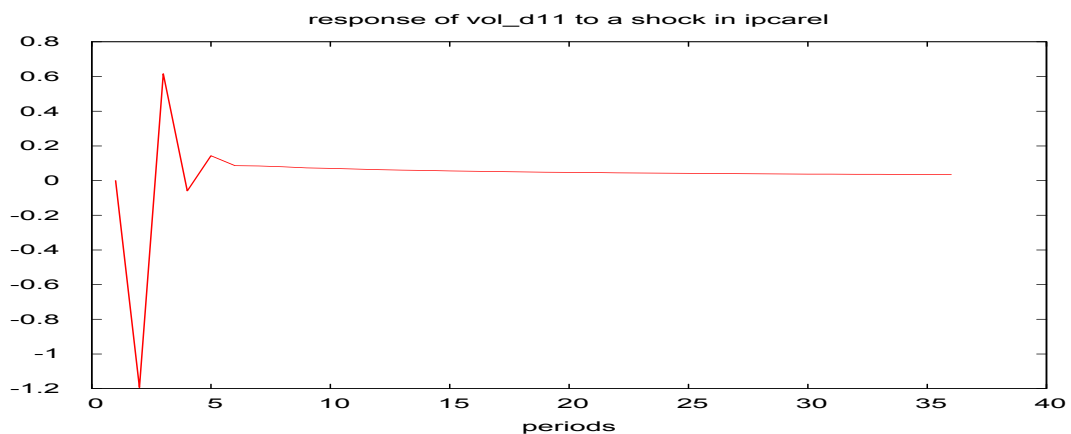
- **Renda média dos trabalhadores:** depois de um inesperado aumento na renda média real dos trabalhadores ocupados acima dos 15 anos, podemos perceber através do gráfico que a resposta sobre o volume atinge um pico no terceiro período, declinando-se no longo prazo. Esse incremento chega a representar 1,2 acima do valor inicial do volume de vendas.



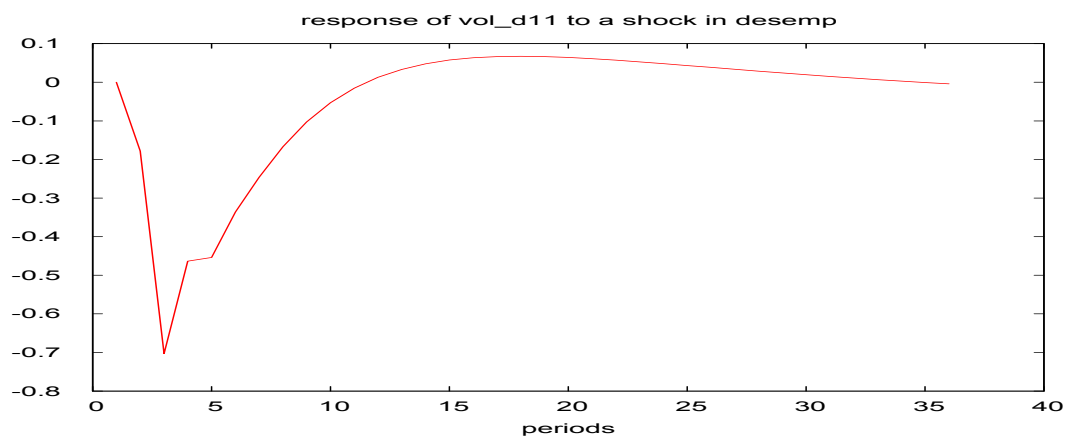
- **M2 deflacionado pelo IPCA:** inicialmente, a relação de curto prazo nos mostra que um aumento no M2 leva a um decréscimo na venda de refrigerantes. Porém, esta hipótese não nos parece conclusiva. Todavia, a relação de médio e longo prazo demonstra que o comportamento de um impulso no M2 sobre o volume de refrigerantes parece ter uma relação estável em torno de 0,5 acima do valor inicial a partir do décimo terceiro período.



- **Ao IPCA Relativo:** da mesma forma como para o M2, a função de resposta ao impulso do IPCA Relativo não nos diz de maneira concreta a relação de curtíssimo prazo entre o consumo de bebidas carbonatadas e a taxa de inflação. Mas, podemos observar que esta relação estabiliza-se ao longo do valor inicial a partir do oitavo período, e assim se mantendo, praticamente estável, no longo prazo.



- **À Taxa de Desemprego:** podemos perceber que um choque na taxa de desemprego leva num primeiro instante a um declínio nas vendas, atingindo o ponto de inflexão no terceiro período (-0,7 abaixo do valor inicial). Depois disso, há uma tendência de recuperação no volume, se estabilizando próximo ao valor inicial.



5. Conclusão

Os modelos multivariados VAR têm sido amplamente utilizados em recentes estudos a fim de se descobrir evidências sobre o comportamento das variáveis a choques não antecipados. Seguindo esta mesma trajetória, o trabalho pretendeu contribuir para o aprendizado exatamente sobre esses efeitos de longo prazo dos impactos de choques, ou impulsos, sobre o comportamento dinâmico entre as variáveis econômicas e o consumo de bebidas carbonatadas no Brasil.

Os resultados encontrados pelas funções de resposta ao impulso para a análise confirmam a expectativa de que um choque positivo na renda média do brasileiro tende a produzir um incremento de médio prazo de 0,5 no volume de refrigerantes do Brasil (demonstrado em número índice), se comparado ao seu valor inicial no período zero. A mesma tendência positiva é observada ao ocorrer um impulso sobre a oferta monetária, que representa também no médio prazo um aumento praticamente constante nas vendas em torno de 0,5 a partir do décimo terceiro período. Para o IPCA, o Índice de Preço ao Consumidor Amplo, não pudemos determinar um padrão definido no curto prazo, enquanto no médio e longo prazo os resultados não vão de encontro à teoria econômica, já que gera uma relação de estabilidade próxima a zero. Por fim, a relação dinâmica entre taxa de desemprego e o volume de refrigerantes mostrou-se fortemente negativa, apresentando um valor no terceiro período de -0,7, recuperando-se em diante até estabilizar-se a em torno do valor inicial a partir do décimo quarto período.

No entanto, apesar de apresentar demonstrações que vão de encontro à teoria econômica nas variáveis renda média, taxa de desemprego e oferta monetária, os resultados obtidos devem ser olhados com certa cautela, uma vez que séries não estacionárias, como a demonstradas nas análises, tendem a produzir funções de resposta ao impulso que não são capazes de determinar as relações de longo prazo com exatidão.

Bibliografia

- APOSTILA DO CURSO TÉCNICAS DE PESQUISA EM ECONOMIA. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2004.
- BAUMOL, W. J.; PANZAR, J. C.; WILLIG, R. **Contestable Markets: An Uprising in The Theory of Industry Structure**. The American Economic Review, 1983.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia: Teoria e Política Econômica**, Tradução da 2ª Edição Americana. São Paulo: Editora Campus, 2001.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2.ed. John Wiley & Sons, 1995.
- HYLLEBERG, S. **Modelling Seasonality**. Nova Iorque: Oxford University Press, 1992.
- IBGE - Séries Históricas – IPCA e PEM.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4.ed. Nova Iorque: McGraw-Hill, 1997.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: Modelos e Previsões**, Tradução da Quarta Edição. São Paulo: Editora Campos, 2004.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 5 ed. São Paulo: Prendesse Hall, 2002.
- PINTO, A. L. T. **Determinantes e conseqüências do lançamento de novos produtos** - Estudo de caso: embalagens de 237ml e 1,25L Coca-Cola. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2003.
- PHILLIPS, P.C.B. **Impulse response and forecast error variance asymptotics on nonstationary VARs**. New Haven: Journal of Econometrics 83, 21-56, 1998.
- STOCK, J.; WATSON, M. **Econometria**. 1 ed. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. (2003): **Introductory Econometrics: – A Modern Approach.**
2 ed. South-Western, 2003.