

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 443

**MODELOS PARA A PROJEÇÃO DO  
CONSUMO NACIONAL E REGIONAL  
DE ÓLEO DIESEL\***

Ajax R.B. Moreira\*\*

Rio de Janeiro, outubro de 1996

---

\*\* Do IPEA/DIPES.



*O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.*

**Presidente**

*Fernando Rezende*

**Diretoria**

*Claudio Monteiro Considera*

*Luís Fernando Tironi*

*Gustavo Maia Gomes*

*Mariano de Matos Macedo*

*Luiz Antonio de Souza Cordeiro*

*Murilo Lôbo*

**TEXTO PARA DISCUSSÃO** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

**ISSN 1415-4765**

**SERVIÇO EDITORIAL**

**Rio de Janeiro – RJ**

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: [editrj@ipea.gov.br](mailto:editrj@ipea.gov.br)

**Brasília – DF**

SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: [editbsb@ipea.gov.br](mailto:editbsb@ipea.gov.br)

© IPEA, 1998

*É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.*

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - RESENHA DA LITERATURA .....	1
3 - DETERMINANTES DO CONSUMO DE ÓLEO DIESEL.....	5
4 - CONSUMO AGREGADO.....	8
4.1 - Resultados Empíricos .....	11
4.2 - Resultados Complementares.....	17
4.3 - Verificação do Modelo .....	18
5 - CONSUMO REGIONAL.....	20
6 - CONCLUSÃO .....	24
BIBLIOGRAFIA .....	26

---

---

## RESUMO

---

Este artigo apresenta dois modelos de projeção de longo prazo do consumo de óleo diesel no Brasil: um para o nível nacional e outro para o regional. Em nível nacional, inicialmente buscaram-se variáveis que possam ser consideradas como determinantes do consumo de óleo, e concluiu-se que apenas o preço e o nível global de atividade são relevantes. O modelo especificado realiza previsões condicionadas no preço do combustível e no nível de atividade (PIB) e está baseado na estimativa de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre estas variáveis.

Em nível regional, o consumo dos estados é projetado condicionado ao consumo nacional de óleo diesel projetado, e as tendências de crescimento do consumo de óleo de cada estado.

---

---

# ABSTRACT

---

This paper presents two models for long run projection of oil consumption in Brazil. One for national level, and another for regional level. In the national level we first seek for variables that could explain the oil consumption, and we conclude that only the GDP and the price are significant. The model do conditioned projections on then oil price and on the GDP, using a long run estimated relation between this variables.

The model for regional oil consumption do consistent conditioned projection on the national level variables, oil consumption and GDP, and uses regional trends of oil consumption.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

Este artigo apresenta dois modelos de projeção de longo prazo do consumo de óleo diesel no Brasil: um para o nível nacional e outro para o regional. Em nível nacional, o modelo realiza previsões condicionadas no preço do combustível e no nível de atividade (PIB) e está baseado na estimativa de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre estas variáveis. Em nível regional, o consumo dos estados é projetado condicionado ao consumo nacional de óleo diesel projetado e as tendências de crescimento do consumo de óleo de cada estado.

A identificação de relações de equilíbrio exige amostras substancialmente longas em termos de número de observações e em termos do período histórico coberto pela amostra. A amostra disponível do consumo e do preço do combustível — dados mensais de janeiro de 1980 a dezembro de 1994 — coloca limitações para a estimativa de relações de equilíbrio, as quais foram parcialmente remediadas analisando a robustez dos resultados para diferentes especificações do modelo e a estabilidade temporal dos parâmetros de interesse.

A projeção do consumo regional tem o mesmo tipo de problema do modelo nacional, agravado pela maior limitação da amostra de dados disponível — de 1970 a 1992. Neste caso, foram testadas, apenas, algumas especificações alternativas para o modelo de projeção regional, sem avaliar se estas relações eram de equilíbrio de longo prazo.

Para a estimativa da tendência de longo prazo do consumo agregado de óleo foi estimado um modelo na forma reduzida, que considera a interdependência dinâmica entre as variáveis e realiza projeções de curto prazo do consumo de óleo e do PIB. Com este modelo, foi identificada e estimada uma representação na forma estrutural, que avalia o efeito de longo prazo de um aumento sustentado do preço do óleo sobre o PIB e o consumo de óleo **per capita**.

A Seção 2 faz uma breve resenha da literatura pertinente; a Seção 3 avalia a importância de diferentes determinantes do consumo em nível nacional; a Seção 4 apresenta a metodologia adotada e os resultados empíricos para o modelo do consumo de óleo agregado — em nível nacional. A Seção 5 discute a metodologia e os resultados do modelo regional e a Seção 6 discute a utilização destes modelos e conclui o artigo.

## 2 - RESENHA DA LITERATURA

O consumo de derivados de petróleo e, em alguns casos especificamente o consumo de óleo diesel têm sido estudados com a finalidade de: **a)** relacioná-lo com variáveis macroeconômicas; **b)** buscar os determinantes deste consumo; **c)** estudar as características do setor de transporte; e, finalmente, **d)** explicar o consumo regional. A seguir, será apresentada uma breve resenha de alguns destes estudos.

Faria (1986) e Castro (1988), utilizando dados de amostras de empresas brasileiras do setor de transporte de carga e de passageiros, estimam funções-custo desta atividade para analisar as suas características. Um dos objetivos é avaliar, em nível microeconômico, o efeito do preço do combustível sobre o seu consumo. Os estudos microeconômicos, embora importantes para a compreensão da estrutura de custos da atividade e de sua forma de organização, não incorporam informações sobre a demanda pelo serviço de transporte, o que não permite derivar, destes estudos, modelos de projeção do consumo de derivados. Assim, apesar de Faria (1986) concluir que o efeito do preço do combustível sobre o consumo é pequeno em nível de cada empresa, isto não permite concluir que o efeito do preço sobre o consumo agregado seja irrelevante, uma vez que esta análise não considera a totalidade do consumo nem o efeito indireto do preço sobre a demanda agregada pelo serviço de transporte que utiliza óleo diesel.

Castro (1985 e 1989), utilizando dados de amostras de regiões — estados e municípios do Brasil, respectivamente —, busca os determinantes econômicos do consumo de derivados. Nesses dois artigos, o autor estima uma relação entre o consumo de óleo e as características da região, como população, valor dos salários pagos, produção agrícola, proporção da população urbana e distribuição das famílias por classe de renda. Especificada na forma logarítmica, esta função estima a elasticidade de cada um destes aspectos sobre o consumo. **Grosso modo**, a conclusão do autor é que as variáveis relacionadas ao consumo de bens é mais importante do que a produção, e que a produção agrícola é mais importante do que a industrial. Estes modelos ajudam a escolher as variáveis determinantes do consumo em nível agregado, mas não permitem projetar o consumo nem avaliar o efeito do preço do combustível.<sup>1</sup>

Lin e Botsas (1985) propõem um modelo para o consumo estadual de gasolina nos Estados Unidos com características semelhantes às do de Castro (1985 e 1989), mas utilizando informações de mais de um período de tempo. Também explicam o consumo de cada região com variáveis como custo unitário do transporte, renda **per capita**, proporção da população urbana, número de motoristas e número de dias quentes no ano. Os autores apresentam os resultados, que incluem a elasticidade — preço do consumo (-.3), e utilizam o modelo para avaliar possíveis mudanças estruturais no consumo.

As três últimas referências utilizam modelos que pretendem esclarecer o consumo regional a partir de variáveis explicativas que caracterizam cada região. Estas variáveis são correlacionadas e partilham tendências em comum para as variáveis de cada região e entre elas, o que dificulta a construção de hipóteses consistentes para a trajetória futura destas variáveis em cada uma destas regiões. A construção dessas trajetórias exigiria, por si, a construção de um outro modelo. A Seção 6 volta a esta questão.

---

<sup>1</sup>No Brasil, o preço do combustível é o mesmo em todas as regiões — pelo menos no momento em que foi coletada a amostra utilizada —, o que impede a análise do efeito desta variável.

Castro (1995) avalia o impacto, no Brasil, do crescimento diferenciado entre as regiões sobre o momento de carga — quantidade de carga vezes a distância média percorrida (t./Km). O autor, utilizando a matriz de comércio interestadual, o crescimento econômico de cada estado e tomando as capitais como pólo gerador de origem e destino de viagens, estima o momento de transporte para 1992 com a finalidade de avaliar a participação dos transportes rodoviário e ferroviário no total transportado. Castro mostra que a participação do transporte ferroviário nas viagens de longa distância é muito pequena ou praticamente nula, resultado que sugere que a expansão da fronteira agrícola — que está relacionada com viagens mais longas — pode ser um dos determinantes do consumo de óleo diesel.

Kouris (1983) e Gately (1989) propõem modelos para a projeção do consumo de combustível nos Estados Unidos para diferentes segmentos do mercado nacional — automóveis, caminhões leves e pesados. Todos estes modelos decompõem o consumo numa medida de eficiência média dos veículos — quilômetros percorridos por unidade de combustível consumida — e na distância total percorrida. A eficiência é relacionada com o preço do combustível e, em alguns casos, com o maior preço, até aquela data, para representar funções de produção com progresso técnico irreversível. Utilizam, também, variáveis indicadoras de introdução de restrições legais sobre a eficiência mínima dos veículos novos. Já a distância é relacionada com o preço — o que permite capturar a substituição deste meio de transporte por outro —, com uma medida de renda (PIB) e com o número de veículos. Todos os modelos são estimados utilizando-se amostras anuais para os dados agregados em nível nacional. Resolvendo os modelos estimados — para calcular a elasticidade-preço de longo prazo do consumo implícita — para os caminhões, obtemos, com o modelo de Kouris (-.6) e com os de Gately, um valor que não é significativamente diferente de zero. A elasticidade-renda é aproximadamente igual a 1 nos dois casos.

Pindick (1979), usando uma estrutura semelhante à descrita no parágrafo anterior, estima elasticidades-preço e renda (PIB) no longo prazo para diversos derivados do petróleo — inclusive o óleo diesel — utilizando amostras de vários países e de diversos anos. Construindo dois grupos de países — Europa, Estados Unidos e Canadá —, realiza as estimações com amostras mistas, observações de diferentes países em diferentes anos.

Os dois conjuntos de modelos apresentados consideram, separadamente, a eficiência dos veículos e a distância percorrida e também distinguem os veículos segundo a sua categoria. Estas distinções, ainda que permitam compreender melhor as fontes de explicação da demanda, pouco acrescentam aos modelos prospectivos, a menos que possamos fazer hipóteses seguras sobre a trajetória futura de alguns destes aspectos. Como, em geral, nem sempre é possível fazer estas hipóteses, é preferível especificar o modelo sem estas distinções, uma vez que se reduzem as fontes de erro das projeções. Voltaremos a esta questão na próxima seção.

Boone **et alii** (1992), pretendem estimar qual a trajetória dos preços dos combustíveis fósseis em cada país que mantém estável o seu consumo condicionado a uma hipótese de crescimento econômico. Para isto, foi necessário estimar o efeito do preço e do nível de atividade econômica sobre o consumo de derivados, através de um modelo VEC [ver Engle e Granger (1987)] estimado para cada país. Com este modelo, estimam-se relações de longo prazo entre a intensidade energética — consumo (**c**) por unidade de produto (PIB) — e o preço do combustível (**p**) e uma tendência determinística (**t**) que representa o progresso tecnológico. Apesar de alguns dos resultados parciais serem de difícil interpretação, Boone **et alii** obtêm para nove países as elasticidades de longo prazo e o coeficiente da tendência determinística, que representam a taxa de redução anual da intensidade energética devida ao progresso técnico. A equação (1) caracteriza a relação onde foi imposta a restrição de ( $\delta=1$ ):

$$\log(\mathbf{c}) = \alpha + \beta \log(\mathbf{p}) + \gamma \mathbf{t} + \delta \log(\text{PIB}) \quad (1)$$

Boone **et alii** apresentam também uma resenha dos modelos de demanda global de energia, de onde extraem as estimativas utilizadas para os parâmetros ( $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ). O intervalo de variação destes parâmetros é apresentado na Tabela 1, juntamente com os coeficientes obtidos por Boone **et alii** para cada país. Também estão apresentados os coeficientes equivalentes<sup>2</sup> obtidos dos demais estudos cobertos por esta resenha.

Tabela 1  
Elasticidades-Preço e Renda

	$\delta$	$\beta$	$\gamma$
Modelos globais	1	{-.3,-.9}	{-1%,3%}
Kouris: Estados Unidos	1	-.6	-
Gately: Estados Unidos	1.1	0	1,8%
Pindick: Estados Unidos	1	-1.09	-
Europa	.8	-.62	-
Boone: Bélgica	1	-.44	-5,4%
Canadá	1	-.101	-2.2
França	1	-.147	-5,7%
Alemanha	1	-.009	-3,0%
Itália	1	-.13	-2,2%
Japão	1	-.133	-4,1%
Holanda	1	-.085	-1,7%
UK	1	-.045	-2,6%
Estados Unidos	1	-.159	-3,1%

<sup>2</sup>Embora especificado num outro formato, foi calculado, da melhor forma possível, o coeficiente equivalente a partir das estimativas realizadas por cada um dos autores.

### 3 - DETERMINANTES DO CONSUMO DE ÓLEO DIESEL

Preliminarmente, será feita uma análise empírica para verificar se, dados o PIB e o preço do óleo, existe alguma outra variável — dentre as mencionadas na Seção 2 — que aumente a capacidade preditiva do modelo. No Brasil, o óleo diesel é usado pelas máquinas agrícolas, cujo grau de utilização pode ser medido pelo produto agrícola, e pelo setor de transportes, cujo serviço é medido pelo momento de transporte — produto do volume de carga ou de passageiros pela distância média de cada viagem.

A distância percorrida depende da distribuição da atividade econômica no espaço e do grau de interação entre os diversos pólos geradores de tráfego. Estes dois aspectos dependem da ampliação da fronteira econômica e do grau e tipo de crescimento econômico ocorridos nas diversas regiões, aspectos que são especialmente importantes numa economia como a brasileira, ainda em evolução [ver Castro (1995)]. Assim, é possível que a distância total percorrida esteja se alterando e aumentando progressivamente. Para avaliar este aspecto seria necessário considerar a evolução do momento de transporte, seja de carga ou de passageiros. Como não existem medidas oficiais, foi construída uma medida do momento de transporte interestadual de carga agrícola, admitindo que este esteja relacionado com o momento de carga geral, especialmente porque o transporte de cargas agropecuárias tende a ser mais importante para as novas regiões.

O momento de carga agrícola foi calculado segundo metodologia proposta por Castro (1995) e admite que: a viagem comece e termine nas capitais dos estados; e a produção agrícola de cada estado seja distribuída entre os demais estados segundo as proporções dadas pela matriz de comércio [ver **Revista de Finanças Públicas** (1987)].

O momento de carga foi calculado com duas hipóteses para a medida do interesse entre as regiões e duas para o local de processamento da cana-de-açúcar. A quantidade produzida (**Q**) — e o correspondente valor (**V**) — de produtos agrícolas em cada estado para o período 1973/92 foi obtida dos bancos de dados<sup>3</sup> do IBGE, sendo (**D<sub>ij</sub>**) a distância entre as capitais dos estados (**i**) e (**j**), e (**θ<sub>i</sub>**) a proporção agrícola do produto no estado (**i**).

A proporção das vendas (**C<sub>ij</sub>**) do estado (**i**) destinada ao estado (**j**), e (**C\***) uma outra medida de interesse interestadual, utilizada por Castro (1989), que ajusta a matriz de interesses entre as regiões, de forma a excluir a fração dos produtos que é exportada diretamente pela região. O momento de carga (**M**) em cada ano **t** pode, então, ser calculado por (2), que considera o crescimento diferenciado entre as regiões — e, portanto, implicitamente a expansão da fronteira econômica dada pela trajetória das quantidades produzidas. Este procedimento deixa de lado a alteração do grau de interligação entre as regiões, uma vez que a matriz **C** foi apurada apenas para um período:

---

<sup>3</sup>Sistema de bancos de dados Sidra e Metadados do IBGE.

$$M_t = S_i Q_{it} \theta_i S_j D_{ij} C_{ij} \quad (2)$$

Nesta expressão, admite-se que os produtos agrícolas não são processados localmente, hipótese que é evidentemente errada no caso da cana-de-açúcar. A cana, sendo pouco densa, economicamente, quando medida em quantidades afeta muito as quantidades produzidas nas regiões. Por este motivo, foram calculados momentos de carga, incluindo ou não a cana, que correspondem a hipóteses sobre o seu local de processamento.

A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos, onde todos os índices estão normalizados para o valor 100 em 1973. A primeira coluna apresenta o índice de produto agrícola das contas nacionais; a segunda apresenta um índice do valor do produto agrícola deflacionado pelo deflator implícito do PIB; e a terceira e a quarta apresentam a quantidade produzida incluindo ou não a cana. A quinta e sexta colunas apresentam o momento de transporte apurado utilizando a matriz (C) — incluindo (t) ou não (s/c) a produção de cana —, e as duas últimas colunas apresentam medidas de momento de carga apuradas utilizando a matriz C\*.

Os resultados mostram que o crescimento diferenciado das regiões não implicou a alteração significativa da relação entre o momento de carga e a quantidade do que foi produzido, e também entre a quantidade produzida e o produto agrícola. Ou seja: as distâncias médias das viagens não se alteraram significativamente como proporção do produto, o que nos permite desconsiderar a alteração das distâncias, pelo menos, para estas que podemos medir.

Tabela 2  
Produto Agrícola e Momento de Carga (t./Km) — 1973/92

Ano	Prod. Agrícola	Valor	Tonelada (t)	Tonelada (s/c)	t./Km (t)	t./Km (s/c)	t./Km (t)	t./Km (s/c)
1973	100	100	100	100	100	100	100	100
1974	108	104	108	128	109	96	106	96
1975	113	112	97.8	125	102	82	99	80
1976	117	115	106	132	108	89	106	87
1977	130	124	110	117	110	103	109	102
1978	127	122	109	102	109	110	108	108
1979	133	129	117	108	116	118	116	116
1980	142	136	127	119	122	122	122	117
1981	153	146	132	124	130	132	129	128
1982	153	148	148	121	141	153	140	146
1983	152	145	160	110	144	170	141	160
1984	156	151	167	116	154	178	151	167
1985	171	164	185	129	172	201	168	189
1986	157	158	179	121	171	199	168	189
1987	181	178	200	136	192	230	190	220
1988	182	185	190	133	175	199	170	187
1989	187	198	190	143	182	204	179	196
1990	180	175	188	122	178	213	174	203
1991	185	187	187	122	176	208	172	197
1992	195	185	197	134	183	213	178	202

A resenha apresentada na Seção 2 sugere como variáveis que explicam a demanda de óleo, além do PIB<sup>4</sup> e do preço do combustível (**pd**)<sup>5</sup>, o nível de consumo e a produção agrícola (**a**). Infelizmente, no Brasil, não dispomos de medidas diretas do consumo, pois mesmo nas contas nacionais, que são produzidas apenas anualmente, esta variável é calculada como o resíduo da equação que equilibra a oferta agregada à demanda agregada. Por isto, foi estimado um índice de consumo mensal (**cns**), também calculado como um resíduo entre o PIB, acrescido das importações (**m**), as exportações (**e**) e o nível de investimento (**k**).<sup>6</sup>

Admitindo que as variáveis do vetor<sup>7</sup>  $\mathbf{y} = (\text{PIB}, \text{pd})$  sejam um dos determinantes do consumo de óleo diesel (**cd**), será testado se alguma das variáveis do vetor  $\mathbf{z} = (\text{cns}, \text{m}, \text{e}, \text{k}, \text{a})$  incorpora informação adicional para a previsão do consumo de óleo. Para isto, foi testada a hipótese de que o polinômio de defasagens  $\mathbf{B}(\mathbf{L})$ <sup>8</sup> seja nulo no modelo a seguir:

$$\mathbf{cd}_t = \mathbf{A}(\mathbf{L})\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{z}_{it-1} \quad \mathbf{I}=1, \dots, 5 \quad (3)$$

A Tabela 3 apresenta o **p**-valor<sup>9</sup> e a variação da medida de informação de Hannan-Quinn<sup>10</sup> do teste onde a hipótese nula é que todos os parâmetros do polinômio  $\mathbf{B}(\mathbf{L})$  sejam nulos. Os resultados mostram<sup>11</sup> que nenhuma das variáveis aumenta a capacidade do modelo prever o consumo de óleo diesel em relação a um modelo que já incluía as variáveis (PIB, preço) e, portanto, as demais variáveis podem ser excluídas do modelo.

<sup>4</sup>Como não existem dados sobre o PIB mensal brasileiro, este foi construído com as mesmas séries e a mesma ponderação utilizada pelo PIB trimestral, mas com as séries mensais, exceto para o produto do comércio, que foi calculado regredindo-o com dados trimestrais com o produto agropecuário e da indústria de transformação e variáveis indicadoras sazonais. Os coeficientes estimados foram utilizados com as séries regressoras mensais, e as variáveis indicadoras transformadas em mensais fazendo-as tomar o mesmo valor nos meses do trimestre correspondente. Este PIB mensal, quando agregado trimestralmente, reproduziu os resultados do PIB trimestral.

<sup>5</sup>Preço ao consumidor deflacionado pelo IGP-DI.

<sup>6</sup>Seja  $\alpha, \beta$  e  $\gamma$ , respectivamente, o investimento, a exportação e a importação como proporção do PIB em 1985, e **m**, **e**, **k** os correspondentes índices da variação temporal destas variáveis. Então:  $\mathbf{c} = \text{PIB} + \gamma\mathbf{m} - \alpha\mathbf{e} - \beta\mathbf{k}$  é um índice do consumo agregado.

<sup>7</sup> As variáveis estão medidas em logaritmos e utilizamos uma amostra mensal de 1980.1 a 1994.12.

<sup>8</sup>A notação do polinômio  $\mathbf{B}(\mathbf{L})$  operado na série temporal  $\mathbf{y}$  significa  $\mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{y}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{b}_2\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{b}_p\mathbf{y}_{t-p}$ .

<sup>9</sup>Sob a hipótese de que os parâmetros são zero, o **p**-valor indica a probabilidade dos dados terem sido gerados pelo modelo restrito.

<sup>10</sup>Um valor positivo desta estatística indica que o modelo restrito é mais informativo do que o irrestrito.

<sup>11</sup>Toda e Phillips (1994) mostram que, se a hipótese nula do teste de precedência habitual for aceita, esta também será aceita se for considerado o teste correto para as séries integradas.

Tabela 3  
 Teste de Exclusão de Variáveis

	$\Delta$ Hannan-Quinn	P-valor
Importação	.168	.84
Exportação	.140	.59
Produção agrícola	.067	.11
Índice de investimento	.160	.77
Índice de consumo	.130	.48

#### 4 - CONSUMO AGREGADO

Os modelos de projeção de variáveis tendem a ser mais parcimoniosos do que os que pretendem explicar o comportamento das variáveis. Afinal, nos modelos de projeção é necessário projetar todas as variáveis endógenas — eventualmente, todas as variáveis do modelo —, exercício cuja complexidade e dificuldade tendem a crescer com o número de variáveis. Por exemplo, como vimos na resenha, alguns modelos que explicam o consumo de combustíveis incluem o estoque de caminhões e a eficiência média da frota. Naturalmente, não se podem fazer hipóteses independentes para o nível de atividade econômica e o tamanho da frota de caminhões ou para a relação entre a eficiência dos veículos e a razão entre o preço do combustível e do custo da inovação tecnológica. Esta interdependência torna endógenas estas variáveis adicionais — tamanho da frota e eficiência dos motores — implicando um modelo com mais variáveis, que não tem, necessariamente, maior capacidade preditiva. Por isto, adotamos a estratégia de buscar modelos mais parcimoniosos, limitando deliberadamente seu número de variáveis.

O óleo diesel no Brasil é um componente essencial do processo produtivo, e o insumo básico do transporte rodoviário, que é responsável pela maior parte do transporte de carga e de passageiros por meios coletivos. Também é utilizado pelas máquinas agrícolas. A abrangência da utilização do serviço de transporte pelos diversos setores de atividade e a importância do óleo diesel como insumo deste serviço sugerem uma função de produção agregada, do tipo Cobb-Douglas, em que o produto (PIB) tem como insumos, além do trabalho (**N**) — medido pela população — e do capital (**K**), o óleo diesel (**O**). Admite-se ainda que nesta função a produtividade total dos fatores ( $\lambda_t$ ) varia temporalmente e representa todos os demais aspectos que afetam a intensidade de utilização de óleo e para os quais não é possível construir medidas diretas. Nesta categoria, podemos mencionar o ganho de eficiência dos equipamentos de transporte, a expansão da fronteira econômica, o grau de interação entre os diversos centros de atividade econômica, a urbanização e o seu efeito sobre o tamanho e a duração da viagem entre o local de trabalho e de residência. Aspectos que afetam, com sinais contrários, a produtividade total dos fatores:

$$PIB = \lambda_t O^\alpha K^\beta N^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

A substituição entre os fatores admitida por esta função de produção pode ser racionalizada lembrando que, apesar de o óleo diesel não ter um substituto direto no serviço de transporte, a alteração do preço do óleo pode afetar a relação custo-benefício das diversas alternativas tecnológicas de transporte,<sup>12</sup> o que pode levar à substituição da frota por veículos maiores e, portanto, com menor consumo específico. Pode afetar também a relação entre o custo de transporte e os demais custos, o que pode afetar o grau de ocupação de regiões mais distantes, a frequência das viagens ou a velocidade da expansão da fronteira econômica.

A função (2) pode ser normalizada medindo as variáveis em termos **per capita**, como na expressão (3). Admitindo ainda que o agente produtor otimize o seu lucro, podemos derivar a relação (4) entre o consumo de óleo diesel, o produto e o preço do óleo (**p**), e onde as constantes (**a**, **b**, **c**, **d**) podem ser derivadas a partir dos coeficientes da função de produção. Este modelo justifica a relação entre o consumo de óleo, o produto **per capita**, o preço do óleo e uma tendência temporal. Este modelo não considera a velocidade de ajustamento dos agentes às alterações das variáveis nem outros eventuais efeitos de curto prazo, como os padrões sazonais diferenciados entre as variáveis. Portanto, esta relação é apenas uma condição de equilíbrio de longo prazo:

$$\text{PIB} = \gamma \lambda^t \mathbf{o}^\alpha \mathbf{k}^\beta \quad (5)$$

$$\log(\mathbf{o}) = \mathbf{a} + \mathbf{t} \log(\lambda) + \mathbf{c} \log(\text{PIB}) - \mathbf{d} \log(\mathbf{p}) \quad (6)$$

O preço do óleo diesel no Brasil tem sido fixado pelo governo dentro de uma política de repassar os custos de produção — custo do petróleo importado — e também, eventualmente, como um instrumento de controle indireto da inflação, aspectos que não estão ligados ao volume produzido. Isto nos permite supor que a quantidade ofertada do produto não depende do seu preço e que, portanto, deve-se esperar que o preço seja exógeno em relação às demais variáveis do modelo. O modelo (4) estabelece apenas uma relação entre as variáveis, não informando o sentido da causalidade desta relação. Portanto, aceitando os argumentos sobre a exogeneidade do preço, deve-se considerar como endógenos o consumo **per capita** e o PIB **per capita**.

A exogeneidade do preço e a relação (6) são suficientes para realizar projeções do consumo de óleo diesel condicionais ao crescimento do produto. O problema está em estimar os parâmetros de (6) e verificar se esta é uma relação válida como uma condição de equilíbrio de longo prazo.

A noção de relação de longo prazo<sup>13</sup> está ligada à idéia de que exista uma relação estável entre variáveis que têm tendência. Intuitivamente, se o PIB e o consumo de óleo têm tendência temporal — ou seja, um bom preditor para o valor da variável

---

<sup>12</sup>O aumento do preço do combustível pode tornar rentável uma alternativa de transporte.

<sup>13</sup>Os conceitos de integração e co-integração estão descritos de forma extensiva em Engle e Granger (1987) e Johansen (1988).

no período seguinte é o valor corrente corrigido pelo efeito sazonal —, e existe uma combinação linear entre elas que não tem tendência, diz-se que estas variáveis partilham uma tendência em comum e que existe uma relação de longo prazo entre elas, ou seja, uma relação atemporal. Esta noção intuitiva foi formalizada por Engle e Granger (1987).

As noções de tendência e de relação de longo prazo foram formalizadas, respectivamente, pelos conceitos de ordem de integração de uma variável e de co-integração entre variáveis. Uma variável é integrada de ordem 1 — indica-se por  $I(1)$  — se a sua primeira diferença for estacionária. Se um vetor  $y$  de variáveis  $I(1)$  admitir um vetor  $\beta$  tal que  $\beta'y$  seja  $I(0)$ , então diz-se que estas variáveis co-integram e que  $\beta$  determina uma condição de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Estas questões podem ser colocadas mais formalmente. Seja o modelo (1) que especifica um modelo auto-regressivo vetorial (VAR), onde  $y = (\text{PIB per capita}, \text{consumo de óleo per capita})$ :

$$y_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $\mu$  é o termo constante do VAR,  $\Phi$  é a matriz (2 x 11) de coeficientes relativos às variáveis indicadoras sazonais em  $D_t$ ,  $\Lambda$  é a matriz (2 x 3) de coeficientes relativos às três variáveis indicadoras  $P_t$ , colocadas no modelo com a finalidade de tratar alguns pontos aberrantes;<sup>14</sup>  $\Gamma$ 's são matrizes (2 x 2) correspondentes a cada uma das defasagens do vetor  $y$ . Assume-se que  $\varepsilon_t = \text{NID}(0, \Sigma)$ .

Admitindo que todas as variáveis do vetor ( $y$ ) sejam integradas de ordem 1, é possível que existam relações de longo prazo entre elas. Para verificar este ponto, o modelo (1) será reparametrizado e reestimado na forma:

$$\Delta y_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}, \quad \Pi_i = -(\Gamma_{i+1} + \Gamma_p) \quad i = 1, 2, \dots, p-1 \quad e \quad \Pi = I - (\Gamma_1 + \Gamma_p)$$

Note-se que (8) é um VAR( $p-1$ ) em diferenças, a menos do termo  $\Pi y_{t-1}$ . No caso em que o posto de  $\Pi$  é incompleto ( $0 < r < 2$ ), há um erro de especificação ao se tratar séries integradas através de um VAR em primeiras diferenças e perda de eficiência ao se estimar o modelo no formato (7). Portanto, sob a hipótese de

<sup>14</sup>Os pontos, indicados pelo teste de Chow sequencial, foram: 90-3, 90-4.

que  $(\Pi = \alpha\beta')$ , onde  $\alpha$  e  $\beta'$  são matrizes  $(n \times r)$  e  $0 < r < n$ , temos o conhecido **modelo de correção de erros** (VEC). Johansen (1988 e 1991) propõe um procedimento multivariado de estimação de  $r$  e dos parâmetros do modelo (8) sob a hipótese de existirem  $r$  relações de co-integração entre as componentes de  $y$ .

Este modelo traduz, do ponto de vista estatístico, as noções de relação de longo prazo anteriormente discutidas. O termo da relação de co-integração  $\beta'y_{t-1}$  na equação (8) funciona como um corretor, ou seja, se os valores desta expressão, que corresponde ao erro do modelo de longo prazo, estão distanciados do seu valor médio, o erro funciona como um componente de correção da trajetória de curto prazo das variáveis. Ou seja, a relação de longo prazo funciona como um atrativo para as variáveis. Naturalmente, se for possível estabelecer uma relação de longo prazo entre o PIB **per capita**, o consumo de óleo **per capita** e o seu preço, estaremos aptos a realizar projeções condicionais destas variáveis com a expectativa de que os resultados tenham validade num prazo mais longo.

#### 4.1 - Resultados Empíricos

Naturalmente, os parâmetros da relação de co-integração que representam a condição de equilíbrio de longo prazo são essenciais e devem ser estimados da melhor maneira. Para isto, a relação entre estas variáveis será estimada utilizando o modelo VEC, cujo procedimento de estimação permite testar a existência e avaliar os parâmetros das relações de longo prazo. Devido às características deste procedimento, é conveniente reduzir o número de variáveis envolvidas e verificar, preliminarmente, se estas são integradas, ou seja, têm tendência estocástica. Os Gráficos 1A a 1F mostram a trajetória das séries com as respectivas médias móveis para explicitar suas tendências.

Inicialmente, é necessário testar se o preço do óleo é exógeno. Para isto foi testada a hipótese de que todos os coeficientes dos polinômios  $a(L) = 0$  e  $b(L) = 0^{15}$  em (9). Esta hipótese não foi rejeitada ao nível de 11%, portanto a hipótese de que o preço seja exógeno é defensável conceitualmente e não é rejeitada pelo teste empírico. Também foi testada a hipótese de que o preço não afeta  $y$  no curto prazo. Para isto foi testada a hipótese de que  $d(L) = 0$  em (9a), que foi aceita com o  $p$ -valor de 5,5%:

$$pd_t = a(L) pd_{t-1} + b(L) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = c(L) \Delta y_{t-1} + d(L) \Delta pd_{t-1} + \alpha\beta'y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9a)$$

A hipótese de que as séries têm tendência estocástica é verificada com o teste de Dicky-Fuller (ADF). Os resultados estão apresentados na Tabela 4 e rejeitam a hipótese de que as séries sejam estacionárias.

<sup>15</sup>Esta notação indica que as matrizes são nulas para todas as defasagens.

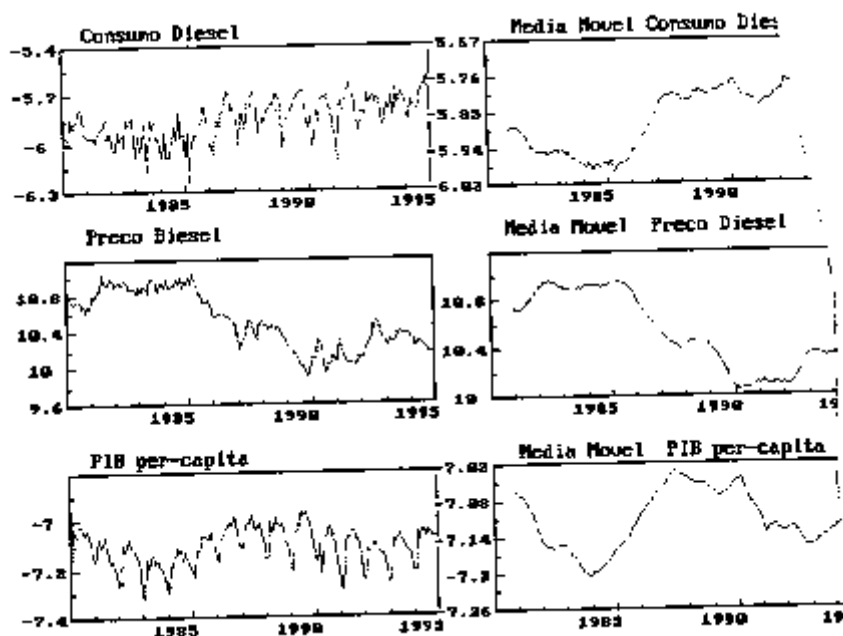


Tabela 4  
Testes de Raiz Unitária

	t-ADF	N.Def.	O.Int.
Consumo de óleo	-.19	10	>0
Preço do óleo	-.89	4	>0
PIB	-.18	9	>0

Valor crítico do teste é de -2.8 a 5% e -3.4 a 1%.

O número de defasagens do modelo ( $p$ ) foi escolhido utilizando o critério de Hannan-Quinn (HQ),<sup>16</sup> e o teste para a existência de correlação serial dos resíduos<sup>17</sup> apresentados na Tabela 5 indicam  $p = 12$ . Com esta especificação,<sup>18</sup> foram testadas a normalidade Doornik & Hansen (1994) e a heterocedasticidade Engle (1982) dos resíduos. A Tabela 6 apresenta os resultados obtidos,<sup>19</sup> que mostram que apenas o PIB não suporta a hipótese de normalidade e que, em princípio, nenhuma das variáveis do sistema apresenta estrutura Arch. A rejeição da hipótese de normalidade torna vulneráveis os resultados dos testes paramétricos e, portanto, do teste quanto ao número de vetores co-integrados.<sup>20</sup>

<sup>16</sup>A escolha do número de defasagens do modelo VAR é discutida em Lütkepohl (1985).

<sup>17</sup>AR-1-7  $p$ -valor do teste onde  $H_0$ : são nulos os coeficientes auto-regressivos dos resíduos em todas as defasagens e em todas as equações.

<sup>18</sup>O modelo como regressoras também as componentes sazonais e variáveis indicadoras (90.3 e 90.4).

<sup>19</sup>Entre colchetes estão os  $p$ -valores associados aos testes de normalidade e heterocedasticidade.

<sup>20</sup>Seria preciso investigar se os estimadores das relações de co-integração são robustos para perturbações no formato da distribuição do resíduo.

Tabela 5  
Critérios de Informação

P	H-Q	AR1-7	P	H-Q	AR1-7
6	-12.29	.00	12	-12.19	.43
9	-12.26	.01	15	-11.98	.25

Tabela 6  
Testes de Aderência

	Normalidade	Arch(7)
Consumo de óleo	4.01[.13]	.95[.47]
PIB	10.0[.00]	.43[.87]
Preço do óleo	1.95[.37]	.28[.95]

A Tabela 7 apresenta os resultados deste procedimento, os valores críticos das estatísticas e a correção dos testes para pequenas amostras.<sup>21</sup> O teste para o número de relações de co-integração não rejeita a hipótese de uma relação entre o PIB **per capita** e o consumo de óleo **per capita**, o preço do combustível e uma tendência determinística. A Tabela 8 apresenta a relação de longo prazo estimada.

Tabela 7  
Análise de Co-Integração do Modelo Macro

Ho	Testes do Traço			Testes do Maior Autovalor		
	-T log(1-λ)	Com T-nm	95%	-T Σ log(1-λ)	Com T-nm	95%
<b>r = 0</b>	24.5**	21.0*	19.0	32.7**	28.0*	25.3
<b>r ≤ 1</b>	8.2	7.0	12.2	8.2	7.0	12.2

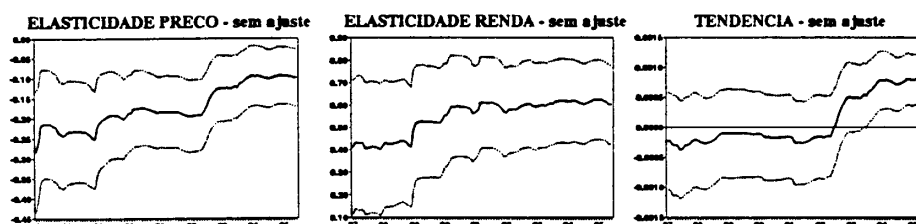
Tabela 8  
Relações de Co-Integração

cd/pop	PIB/pop	pd	Tendência
1.0	-.60	.018	-.0021

<sup>21</sup>Valores críticos para os dois testes propostos por Johansen e para modelos que incluem ou não termo constante e **dummies** sazonais podem ser encontrados em Osterwald-Lenum (1992).

A significância estatística da equação de longo prazo depende dos coeficientes de cada variável na equação — matriz  $\beta$  definida a seguir da equação (8). A hipótese de que cada um dos coeficientes desta matriz seja nulo foi rejeitada com um **p**-valor inferior a 1%, exceto para o coeficiente do preço em que a hipótese nula foi aceita com um **p**-valor = .64, o que indica a fragilidade da estimativa deste coeficiente e a robustez dos demais parâmetros.

O procedimento de estimação dos parâmetros do modelo VEC, e das relações de co-integração, exige amostras grandes abrangendo um período significativo da história, por motivos estatísticos e também conceituais. Afinal, pretende-se estimar relações de equilíbrio de longo prazo. Infelizmente, não foi possível obter amostras mais longas do que para os últimos 15 anos, limitação que talvez justifique a baixa qualidade do estimador do preço. No caso particular em que temos apenas uma relação de co-integração, é possível estimá-la, como proposto originalmente por Engle e Granger, por mínimos quadrados ordinários, através de uma regressão entre o  $cd/pop$ ,  $PIB/pop$ , preço e uma tendência. Desta forma, os parâmetros podem ser estimados de forma recursiva — calculados à medida que cada nova observação é incorporada —, permitindo uma avaliação complementar da sua estabilidade ao longo do tempo. Os Gráficos 2A a 2C mostram estas estimativas a partir de 1987.



Considerando como estável um coeficiente se o seu valor está sempre dentro do intervalo de confiança do período anterior, a elasticidade-renda, do PIB, é estável, mas a elasticidade-preço e o coeficiente da tendência apresentam, a partir de junho de 1992, uma clara mudança de nível, que permanece até o presente. Apesar de não haver um motivo relevante que justifique esta mudança, resolvemos explorar os efeitos da inclusão desta hipótese de mudança estrutural no modelo.

A maneira de incorporar a hipótese de mudança estrutural ao modelo, retirando o seu efeito, é determinar uma variável indicadora desta mudança — definida com o valor 1 até 92/05 e zero a partir de então —, e regredi-la contra cada uma das variáveis do modelo. O resíduo obtido de cada regressão ajusta cada variável à mudança pressuposta,<sup>22</sup> retirando o seu efeito. O coeficiente estimado da variável indicadora em cada uma das variáveis está apresentado na Tabela 9, que mostra que não ocorreram mudanças significativas no PIB.

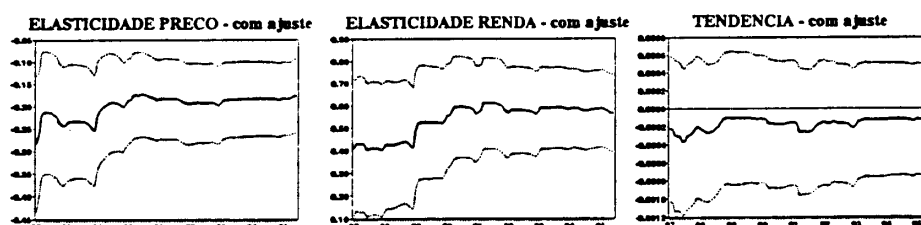
<sup>22</sup>De fato, o resíduo corresponde à projeção da variável no espaço ortogonal à variável indicadora da mudança estrutural, o que implica retirada do seu efeito.

Tabela 9

cd/pop	Preço	PIB/pop	Tendência
.*280	-.11256	.0045*	-102

\*Não-significativo.

O modelo VEC e as respectivas relações de co-integração foram reestimados com as variáveis ajustadas. O resultado indica que existe uma relação de co-integração entre elas, com elementos das matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  significativos ao nível de 1%, ou seja, para o efeito da relação de co-integração sobre o consumo e o PIB **per capita** e para todos os parâmetros da relação de co-integração, inclusive o coeficiente do preço. Os Gráficos 3A a 3C apresentam as elasticidades de longo prazo estimadas seqüencialmente.



O estimador do coeficiente da tendência apresentado nos Gráficos 3A a 3C não é significativamente diferente de zero com os dados ajustados — o contrário do resultado obtido com os dados originais. Por isto, o modelo VEC foi reestimado excluindo a componente da tendência determinística. Neste caso, também indicou a existência de uma relação de longo prazo. As relações de co-integração obtidas com os dados originais ou ajustados, estimadas com o procedimento de sistêmico (Sist) de Johansen ou de acordo com procedimento Engle e Granger (MQO), e incorporando ou não a tendência, estão apresentadas na Tabela 10, que indica também quais os coeficientes não-significativos. A coluna Anual apresenta a mesma relação obtida a partir de dados agregados anualmente. Todas as relações apresentadas na Tabela 10 são de equilíbrio de longo prazo.<sup>23</sup>

<sup>23</sup>Nas relações estimadas com o procedimento de Johansen, os testes de autovalor máximo e do traço não rejeitam a hipótese de uma relação de co-integração e nas relações estimadas por (MQO) o teste de ADF não rejeitou a hipótese de o resíduo da regressão ser estacionário.

Tabela 10  
Relações de Co-Integração Comparadas

Dados	Origin.	Origin.	Ajust.	Ajust.	Anual
Estimação	Sist	MQO	Sist	MQO	MQO
cns/pop	-1	-1	-1	-1	-1
Preço	-0.01**	-0.08*	-0.10*	-0.17	-0.11
PIB/pop	0.61	.61	0.65	0.57	0.44
Cresc. anual	1,7%	1,2%	0,6%	0,0**	0,8%

\* Não-significativo a 1%.

\*\* Não-significativo a 5%.

Estes resultados, comparados com os da Tabela 1 mostram que a elasticidade-preço obtida é da mesma ordem de grandeza ( $\approx -1$ ), mas a elasticidade-renda e a taxa de crescimento determinística são diferentes. Aqueles estudos impõem elasticidade-renda unitária — ao utilizar, como variável, a intensidade energética — e obtêm uma tendência determinística negativa. Neste modelo, a elasticidade-renda, é estimada de forma irrestrita e é da ordem de .6,<sup>24</sup> e a tendência determinística é positiva entre .6 e 1,7% a.a. Estes resultados são semelhantes aos da Tabela 1, apesar de referirem-se a países diferentes.

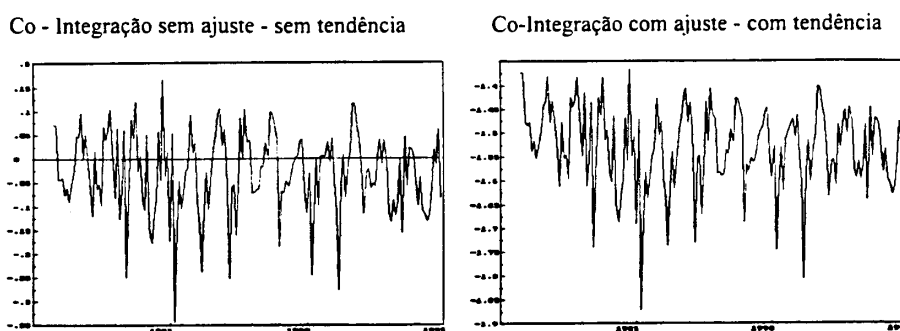
Admitir ou não a ocorrência de uma mudança estrutural no mercado de óleo é conceitualmente uma diferença substancial e implica classes de parâmetros diferentes, por isto resolvemos escolher duas relações representativas: a da coluna 1, que é estimada sem a hipótese de mudança estrutural e implica uma elasticidade-preço nula e uma taxa de crescimento maior; e a da coluna 3, que é estimada com a hipótese de mudança estrutural e implica uma elasticidade-preço de -.10 e uma taxa de crescimento determinística menor:

$$\log(\mathbf{cd}_t) = .65*\log(\mathbf{PIB}_t) + .35*\log(\mathbf{pop}_t) - .10*\log(\mathbf{pd}_t) + .006\mathbf{a} \quad (10)$$

$$\log(\mathbf{cd}_t) = .61*\log(\mathbf{PIB}_t) + .39*\log(\mathbf{pop}_t) + .018\mathbf{a} \quad (10-\mathbf{a})$$

Os Gráficos 4A e 4B apresentam as relações de co-integração obtidas com os dados originais e ajustados, mostrando, graficamente, que nos dois casos as relações obtidas são estacionárias.

<sup>24</sup>A hipótese de elasticidade-renda unitária foi rejeitada nas diferentes versões apresentadas deste modelo.



## 4.2 - Resultados Complementares

Este modelo foi construído buscando uma relação entre as tendências do consumo de óleo diesel e do nível de atividade econômica e, para isto, foi estimado o modelo VEC como um recurso para estimar relações de equilíbrio. Entretanto, este modelo pode também ser utilizado para projetar o consumo de óleo diesel para o curto prazo, de forma condicionada ou não em nível de atividade. Para avaliar a capacidade preditiva deste modelo<sup>25</sup> foi calculada a estatística Theil-U.<sup>26</sup> Os resultados estão apresentados na Tabela 11.

Tabela 11  
Theil-U do Erro de Previsão — 1983/12 a 1994/7

Meses	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cd/pop	0.922	0.838	0.690	0.595	0.568	0.610	0.582	0.613	0.709	0.713
PIB/pop	0.634	0.543	0.508	0.506	0.500	0.535	0.590	0.618	0.801	1.019

A relação de equilíbrio estimada não informa a causa dos movimentos das duas variáveis endógenas do modelo: o consumo e o PIB **per capita**. Para determinar a causa do movimento destas variáveis é necessário identificar e estimar um modelo estrutural introduzindo hipóteses adicionais. Existe uma extensa literatura a respeito de identificação [ver Sims (1980) e Bernanke (1986)] em modelo multivariado e especialmente em modelos que tem variáveis integradas [ver King **et alii** (1991)]. A discussão mais detalhada da identificação deste modelo está fora do escopo deste texto e, portanto, nos limitaremos a colocar a questão de forma superficial. O modelo estimado (6) tem duas variáveis endógenas — o consumo **per capita** e o PIB **per capita** — que se determinam simultaneamente, sendo impossível, portanto, calcular as conseqüências do aumento do produto, uma vez que este aumento está ligado ao aumento do consumo. Mesmo os erros deste

<sup>25</sup>Medida sobre o erro de previsão,  $e_t = y_t - E(y_t/t - h)$ . Onde  $E(y_t/t - h)$  indica o valor esperado da variável para o período  $t$  considerando apenas as informações até o período  $t - h$ , inclusive para a estimativa dos parâmetros do modelo.

<sup>26</sup>Theil-U é medida pela razão entre o quadrado do erro do modelo e o quadrado do erro de um modelo ingênuo que supõe:  $E(y_t/t - h) = y_{t-h}$

modelo, que podem ser vistos como choques exógenos, estão correlacionados. O problema da identificação consiste em impor restrições sobre as relações contemporâneas das variáveis, de tal forma que: **a)** os erros do novo modelo não sejam correlacionados, o que possibilita analisar separadamente os seus efeitos; e **b)** os erros sejam separáveis quanto à permanência dos seus efeitos.

De fato, neste modelo temos três variáveis, sendo o preço exógeno, que têm tendência, e uma relação de co-integração entre estas tendências, ou seja, temos apenas duas tendências linearmente independentes, que podem ser determinadas por dois choques que têm efeito permanente. Estes choques foram identificados com as seguintes restrições: um dos choques não tem efeito permanente sobre o preço e pode ser interpretado como representando todos os impactos que não afetam de forma sustentada o preço do óleo; o outro é permanente e independente do primeiro, afeta os preços do óleo e os seus efeitos de longo prazo estimados podem ser interpretados como as consequências da alteração permanente do preço do combustível sobre o PIB e o consumo. A Tabela 12 apresenta as elasticidades de longo prazo dos choques e a proporção da variância da previsão de cada variável que é explicada por cada um dos choques identificados.

Tabela 12  
Resultados de Longo Prazo

	cd/pop	PIB/pop	Preço
Elasticidade de longo prazo			
Ch. preço	-0.15	-0.10	1
Ch. oferta	0.53	1	0
Variância da previsão			
Ch. preço	67%	8%	100%
Ch. oferta	33%	92%	0

O aumento do custo de um insumo como o óleo diesel, que afeta todas as atividades, pode, de fato, implicar redução da eficiência econômica global e, portanto, prejudicar a produtividade econômica e acarretar a redução do nível de atividade, justificando, assim, o efeito negativo estimado do preço sobre o PIB nesta identificação. Entretanto, a dificuldade de estimar o coeficiente do preço na relação de co-integração, e também o tratamento abstrato apresentado de forma pouco rigorosa para o problema da identificação em modelos multivariados, faz com que estas estimativas só possam ser vistas de forma impressionista. Mesmo assim, parece interessante a conclusão de que um aumento sustentado do preço do óleo diesel em 100% implica redução, no longo prazo, do consumo do diesel em 15% e do PIB em 8%.

### 4.3 - Verificação do Modelo

O modelo para o consumo agregado foi estimado com dados mensais, mas os coeficientes obtidos, por serem de uma relação de equilíbrio de longo prazo, são atemporais e valem também para dados anuais, que é o período relevante para

projeções de longo prazo. Os dados de consumo regional referem-se ao consumo efetivo e os do modelo VEC referem-se ao consumo aparente. A diferença entre os dois é a variação dos estoques que foi considerada irrelevante e não afeta a estimativa da relação de equilíbrio. Então, utilizamos as relações (10) e (10-a) complementadas com uma constante para calcular o consumo de óleo.<sup>27</sup>

Esta equação foi também utilizada para calcular o consumo de óleo no período 1973/92 considerando conhecidos o PIB, o preço do combustível e a população. A comparação entre o valor observado e o previsto por estas relações para o consumo de óleo avalia a robustez do modelo, mas é, de fato, imprópria, uma vez que o modelo foi estimado para o período 1980/92. Os Gráficos 5A e 5B mostram a série observada e prevista pelo modelo e indicam que o modelo sem o preço (10-a) é mais robusto, embora pareça menos adequado para o período 1979/88. Já o modelo com o preço é menos robusto e funciona melhor a partir de 1979, mas erra, significativamente, entre 1973 e 1979, possivelmente devido a uma outra mudança na relação entre as variáveis. A Tabela 13 apresenta o desvio quadrático médio do erro para os períodos 1973/92 e 1980/92.

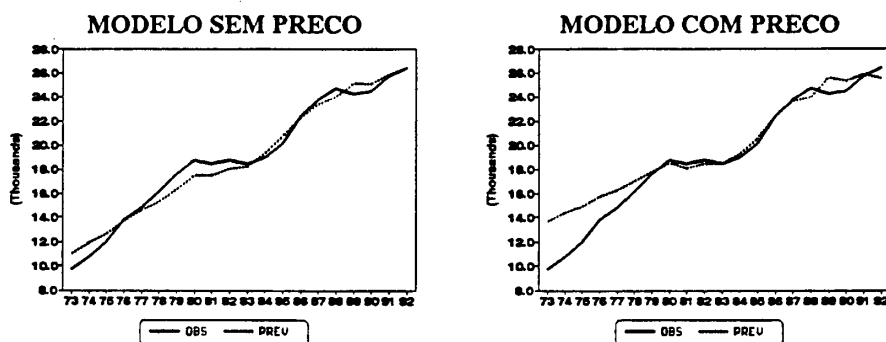


Tabela 13  
DQM do Erro de Ajustamento

Modelo	1973/92 (%)	1980/92 (%)
Sem o preço (10-a)	5	3,5
Com o preço (10)	10	2,5

<sup>27</sup> Calculada de forma que a média de cada uma destas relações fosse zero no período da amostra.

## 5 - CONSUMO REGIONAL

Os modelos que projetam o consumo de combustíveis em nível regional — no nosso caso estadual — consideram como determinantes as características econômicas e geográficas regionais. Destas características, algumas são invariantes temporalmente — por exemplo, as geográficas —, não afetando a evolução temporal do consumo, e as outras —, por exemplo, as econômicas —, estão interligadas, uma vez que todas as regiões fazem parte de uma mesma economia. Naturalmente, para estas últimas é necessário estabelecer um outro modelo que as relacione entre si ou com medidas econômicas agregadas, em nível nacional. Obviamente, estabelecer esta relação é um exercício bastante complexo.

Como não estamos interessados no nível de atividade econômica regional, propomos uma abordagem alternativa, que consiste em relacionar, em nível nacional, o consumo de óleo com variáveis econômicas e, numa segunda etapa, desagregar o consumo de óleo nacional entre as diversas regiões. Esta abordagem tem a vantagem de dispensar dados sobre o nível de atividade econômica em cada região —, informação que não existe para diversas regiões em termos de série temporal — e também de resolver apenas, em nível nacional, o problema de estabelecer relações de equilíbrio entre as variáveis econômicas e o consumo de óleo.

As tendências temporais do nível de atividade das regiões devem estar relacionadas — apresentando, eventualmente, relações de equilíbrio entre elas — devido à interligação e complementaridade econômica das regiões. Da mesma forma, as tendências temporais do consumo de óleo regional estão relacionadas e refletem a atividade econômica. A metodologia equivalente àquela utilizada para o nível nacional, para buscar relações entre as tendências temporais regionais, não pode ser utilizada devido à insuficiência de dados — de 1972 a 1992.

Naturalmente, espera-se um alto grau de interdependência entre os consumos regionais.<sup>28</sup> Numa análise preliminar, foi calculada a covariância entre estes consumos regionais e utilizado o procedimento de extração de componentes principais.<sup>29</sup> Este procedimento indicou que, tanto para o nível das variáveis como para o logaritmo do nível —, a primeira componente principal explicava cerca de 91% da variância global. Foi necessário, no entanto, mais do que seis componentes para explicar a mesma proporção da variância total, quando o procedimento foi repetido considerando as taxas de variação do consumo regional. Ou seja: apesar dos consumos regionais terem uma tendência comum muito significativa, têm taxas de crescimento mais diferenciadas.

---

<sup>28</sup>Por falta de graus de liberdade para a análise estatística destes dados, fomos forçados a agregar os Estados em 16, que são: Amazonas, incluindo Acre; Pará, incluindo Amapá; Maranhão, incluindo Piauí; Pernambuco, incluindo Paraíba; Ceará, incluindo Rio Grande do Norte; Alagoas, incluindo Sergipe; Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais, Goiás, incluindo Distrito Federal e Tocantins; Mato Grosso, incluindo Mato Grosso do Sul e Rondônia; Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná.

<sup>29</sup>Este procedimento extrai a combinação linear das variáveis que maximiza a proporção explicada da variância global, dadas as componentes extraídas anteriormente [ver, por exemplo, Mood-Graybill (1963)].

Blanchard (1992) propõe um modelo para explicar o crescimento regional diferenciado do emprego através de uma componente específica da região e de uma outra comum a todas. Para isto, propõe o modelo  $\Delta \mathbf{d}_{rt} = \alpha_r + \beta_r \Delta \mathbf{d}_t$ . Ainda que não seja possível testar, é razoável esperar que existam tendências comuns entre o consumo de óleo diesel regional ( $\mathbf{d}_r$ ) e o nacional ( $\mathbf{d}$ ). Caso esta hipótese seja verdadeira, esta equação teria um erro de especificação por ignorar a componente do mecanismo de correção de erros. Isto sugere uma especificação das variáveis em nível, mas incluindo as respectivas componentes defasadas:

$$\mathbf{d}_{rt} = \alpha_r + \beta_r \mathbf{d}_t + \gamma_r \mathbf{d}_{rt-1} + \delta_r \mathbf{d}_{t-1} \quad (11)$$

Este modelo admite que o efeito das variáveis nacionais — o PIB e preço do combustível — afeta de forma homogênea todas as regiões, podendo, portanto, ser dispensado do modelo. A inclusão de uma variável nacional neste modelo permite considerar uma eventual heterogeneidade dos efeitos das condições agregadas sobre cada uma das regiões. Esta inclusão corresponde ao modelo (11-a):

$$\mathbf{d}_{rt} = \alpha_r + \beta_r \mathbf{d}_t + \gamma_r \mathbf{d}_{rt-1} + \delta_r \mathbf{d}_{t-1} + \phi_r \mathbf{Z}_t \quad (11a)$$

A equação (11-a) não garante que os consumos regionais projetados sejam consistentes com o consumo agregado. Para isto, é necessário estimá-lo com as variáveis sem transformação de escala<sup>30</sup> e com as restrições sobre os parâmetros (12) que garantem a consistência entre os consumos regional e o nacional, ou seja, que  $\sum \mathbf{d}_{rt} = \mathbf{d}_t \forall t$ :

$$\sum \alpha_r = 0; \quad \sum \beta_r = 1; \quad \gamma_r = \gamma \quad \forall r; \quad \sum \delta_r = \gamma; \quad \sum \phi_r = 0; \quad (12)$$

A escolha do modelo foi feita comparando o resultado de alterações na sua especificação básica (11-a). As modificações consistiram em: considerar ou não variáveis nacionais; considerar como variável nacional o PIB ou o preço do combustível; considerar as variáveis em nível ou em primeira diferença.

A Tabela 14 apresenta o desvio padrão médio obtido nos diversos modelos regionais e, quando for o caso, o **p**-valor do teste de exclusão da variável nacional. Estes resultados mostram que: o modelo no nível é melhor do que o modelo na primeira diferença; que o preço pode ser excluído; e que o PIB nacional não pode ser excluído. O modelo escolhido é o da linha 6, que corresponde ao modelo (11), com o PIB como a variável nacional. Este modelo foi estimado na forma restrita (13), obtendo-se os parâmetros ( $\alpha_r, \beta_r, \delta_r, \gamma, \phi_r$ ), e posteriormente reestimado com as restrições (12), obtendo-se o vetor ( $\alpha^*_r, \beta^*_r, \delta^*_r, \phi^*_r$ ), ( $\gamma=.808$ ). Estas restrições foram aceitas com um **p**-valor de (.99), indicando que, estatisticamente, os dois conjuntos de parâmetros são indistintos. A Tabela 15 apresenta os

<sup>30</sup>Por exemplo, se o modelo fosse definido no logaritmo das variáveis, as restrições requeridas seriam não-lineares, o que requereria um procedimento não-linear de estimação.

parâmetros estimados de forma restrita e irrestrita e o erro padrão da estimativa destes parâmetros, que é igual para todos os parâmetros de cada coluna.<sup>31</sup>

Tabela 14  
Comparação dos Modelos

Modelos Alternativos	D.Padrão	P-Valor
1 - $d_{rt} = \alpha_r + \beta_r d_t$	88	-
2 - $d_{rt} = \alpha_r + \beta_r d_t + \gamma_r d_{rt-1} + \delta_r d_{t-1}$	50	-
3 - $\Delta d_{rt} = \alpha_r + \beta_r \Delta d_t$	54	-
4 - $\Delta d_{rt} = \alpha_r + \beta_r \Delta d_t + \phi_r \Delta PIB_t$	52	.00
5 - $\Delta d_{rt} = \alpha_r + \beta_r \Delta d_t + \phi_r \Delta PD_t$	54	.108
6 - $d_{rt} = \alpha_r + \beta_r d_t + \gamma_r d_{rt-1} + \delta_r d_{t-1} + \phi_r PIB_t$	49	.02
7 - $d_{rt} = \alpha_r + \beta_r d_t + \gamma_r d_{rt-1} + \delta_r d_{t-1} + \phi_r PD_t$	50	.85

$$d_{rt} = \alpha_r + \beta_r d_t + \gamma_r d_{rt-1} + \delta_r d_{t-1} + \phi_r Z_t \quad (13)$$

Este modelo foi utilizado para calcular o erro da previsão do consumo de óleo em cada estado, com o qual foram calculadas as medidas de aderência do modelo (DQMR) e (DARM).<sup>32</sup> Foram calculados, também, os correspondentes valores médios para o conjunto dos estados; os resultados estão apresentados na Tabela 18. O correspondente gráfico com o valor previsto e observado está no conjunto gráfico 3. O modelo escolhido, chamado de “heterogêneo”, permite o efeito diferenciado do PIB sobre o consumo de óleo de cada região, efeito que foi considerado estatisticamente significativo. As projeções deste modelo foram comparadas com as de um modelo mais simples, chamado de “homogêneo”, que não permite aquele efeito diferenciado é o modelo da linha 2 da Tabela 12. Os resultados que estão apresentados na Tabela 16 são semelhantes.

<sup>31</sup>O erro padrão dos parâmetros de cada coluna é igual para todos os estados.

<sup>32</sup> O DQMR é o desvio padrão do erro dividido pelo valor médio da variável, e o DARM é o valor médio da estatística  $|1 - E(y_t/t - 1)/y_t|$ .

Tabela 15  
Parâmetros do Modelo Irrestrito e Restrito

Estados	$\alpha$	$\beta$ (%)	$\delta$ (%)	$\phi$	$R^2$ <sup>a</sup>	$\alpha^*$	$\beta^*$ (%)	$\delta^*$ (%)	$\phi^*$
Amazonas/Acre	232	9.6	-4.6	-5.2	.94	233.	9.7	-4.6	-5.3
Pará/Amapá	-99	2.8	-3.0	1.1	.94	-98	2.9	-3.1	1.1
Maranhão/Piauí	-94	2.6	-2.2	.5	.98	-93	2.6	-2.2	0.4
Ceará/R.G.Norte	18	3.3	-2.2	-.7	.98	19	3.4	-2.2	-0.7
Pernambuco/Paraíba	-20	3.2	-2.8	.2	.96	-20	3.2	-2.7	0.15
Alagoas/Sergipe	-12	2.0	-1.5	-.1	.98	-11	2.0	-1.6	-0.1
Bahia	78	10.4	-8.1	-1.6	.96	79	10.5	-8.2	-1.6
Espírito Santo	-57	.8	-1.6	1.3	.96	-56	.8	-1.6	1.3
Rio de Janeiro	318	5.8	-3.2	-2.3	.96	319	5.8	-3.2	-2.3
São Paulo	122	19.1	-17.2	2.1	.99	123	19.1	-17.3	2.1
Paraná	-50	7.6	-7.3	1.4	.99	-50	7.6	-7.3	1.4
Santa Catarina	-7	3.2	-2.4	-0	.99	-7	3.2	-2.4	-0.1
Rio Grande do Sul	228	7.9	-5.0	-2.1	.99	229	7.9	-5.1	-2.1
Minas Gerais	-166	13.6	-13.4	2.3	.96	-165	13.7	-13.4	2.3
Mato Grosso/Roraima	-473	.7	-1.4	4.3	.99	-473	.7	-1.4	4.2
Goiás/Tocantins/DF	-29	6.7	-4.6	-.8	.99	-29	6.7	-4.6	-0.8
Total	-11	99.2	80.5	.4	.99	0.0	100.0	.808	0.0
D.Padrão(~)	101	2.2	1.6	1.5					

<sup>a</sup>Este modelo foi estimado empilhando, num único vetor, todos os estados, o que dificultou a estimativa de estatísticas complementares da regressão por estado.

Tabela 16  
Parâmetros do Modelo Restrito

Estados	DQM	DQR	Het.	Hom.
Amazonas/Acre	0.11	0.10	2.8	4.8
Pará/Amapá	0.09	0.08	5.5	5.2
Maranhão/Piauí	0.06	0.06	6.1	5.9
Ceará/R. G. Norte	0.06	0.05	4.6	4.8
Pernambuco/Paraíba	0.04	0.02	4.2	4.3
Alagoas/Sergipe	0.05	0.04	5.1	5.2
Bahia	0.06	0.03	4.4	4.6
Espírito Santo	0.05	0.04	4.6	4.3
Rio de Janeiro	0.03	0.03	1.5	1.9
São Paulo	0.01	0.01	3.4	3.3
Paraná	0.02	0.02	3.7	3.7
Santa Catarina	0.02	0.02	4.1	4.1
Rio Grande do Sul	0.04	0.03	2.1	2.4
Minas Gerais	0.02	0.02	4.3	4.2
Mato Grosso/Roraima	0.04	0.08	5.8	5.3
Goiás/Tocantins/DF.	0.03	0.03	4.6	4.7
Total	0.04	0.05	4.1	4.1

## 6 - CONCLUSÃO

O modelo para o consumo de óleo nacional, nas suas duas versões, e as duas versões do modelo regional foram simulados até o ano 2000, admitindo que o PIB cresça 4,7% a.a., a população 1,5% a.a.,<sup>33</sup> e os preços fiquem fixados no nível estimado para 1995. Com estas hipóteses obtêm-se um crescimento para o consumo de óleo agregado entre 4,1% a.a. — versão (10) e 5,2% a.a. (versão 10-a) — e os resultados regionais apresentados na Tabela 17. Os resultados dos dois modelos agregados podem levar a uma divergência num prazo muito longo, mas os dois modelos regionais têm resultados muito semelhantes. A seguir, são apresentadas as projeções obtidas admitindo o preço ao nível médio de 1994 e que o PIB cresça 4,5% a.a. e a população 1,5% a.a. de 1994 para os dados agregados e a partir de 1992 para os dados regionais.<sup>34</sup> A Tabela 17 apresenta as projeções agregadas e a Tabela 18 o consumo regional.

Tabela 17  
Consumo Nacional

	1992	1993	1994	1995	1996	2000
C.Diesel(obs)	1.000	1.032	1.082	-	-	-
C.Diesel(Proj)	0.986	1.020	1.087	1.143	1.172	1.357
Prj-c/efeito Preço	25931	26830	28601	30076	30837	35701
Prj-s/efeito Preço	25884	27138	28759	30293	31835	38830

Tabela 18  
Consumo por Estado

Estados	1993	1994	1995	1996	2000
Amazonas/Acre	686	796	871	866	767
Pará/Amapá	839	904	960	997	1249
Maranhão/Piauí	642	698	749	782	986
Ceará/R.G.Norte	686	744	793	815	929
Pernambuco/Paraíba	812	867	912	935	1096
Alagoas/Sergipe	454	493	526	544	644
Bahia	1348	1493	1596	1616	1802
Espírito Santo	506	531	554	572	721
Rio de Janeiro	2079	2157	2218	2233	2296
São Paulo	6458	6789	7062	7203	8228
Paraná	2299	2427	2533	2587	3022
Santa Catarina	1010	1072	1126	1159	1345
Rio Grande do Sul	2211	2312	2392	2413	2556
Minas Gerais	3180	3401	3578	3659	4359
Mato Grosso/Rondônia	2371	2487	2627	2781	3627
Goiás/DF/Tocantins	1549	1667	1768	1822	2123

Este artigo apresentou um modelo cujo objetivo é projetar a tendência do consumo de óleo em níveis nacional e regional de forma condicionada a hipóteses sobre a tendência do nível de atividades e do preço do combustível. Algumas questões

<sup>33</sup>Projeção feita por Beltrão e Camarano.

<sup>34</sup>Estas datas correspondem às últimas informações disponíveis.

conceituais devem ser lembradas. Como o objetivo é o de prever as variáveis, a estratégia dominante foi a parcimônia, procurando-se manter o modelo com o menor número de parâmetros e de hipóteses **a priori**. De outro lado, apesar de o PIB ser, conceitualmente, uma variável endógena, a inter-relação entre o PIB e o preço foi considerada suficientemente fraca para permitir a construção de cenários sensatos para a tendência destas duas variáveis.

O modelo que considera apenas as relações de equilíbrio não pode discutir a dinâmica de ajustamento das variáveis, questões que são plenamente consideradas no modelo VEC estrutural estimado, mencionado na Seção 4. Entendendo que o problema relevante era a projeção das tendências nacionais e regionais de consumo, os resultados da versão VEC do modelo não foram discutidos neste texto.

Os principais resultados obtidos são:

- existe uma relação de equilíbrio entre o PIB **per capita**, o consumo de óleo **per capita**, o preço e uma tendência determinística;
- o preço do óleo é exógeno;
- outras variáveis macroeconômicas testadas não melhoram a capacidade preditiva do modelo;
- a elasticidade-renda do consumo de óleo é inferior à unidade;
- ainda que seja um resultado menos robusto, pode-se estimar a elasticidade-preço do consumo de óleo em cerca de 10%;
- finalmente, o consumo de óleo das regiões é afetado heterogeneamente pelo nível global de atividades do país.

Um exercício deste tipo dificilmente é conclusivo, pois a própria pesquisa suscita novas questões. Naturalmente, a primeira questão é: como este modelo se comportaria com amostras ampliadas para considerar, por exemplo a década dos 70 com dados mensais ou a década dos 60 com dados trimestrais ou anuais? Restam outras questões: qual a explicação econômica da mudança estrutural identificada a partir de 1992 e por que os resultados se tornam menos interpretáveis quando o preço do óleo é considerado variável endógena?

A discussão da eventual mudança estrutural pode ser aprofundada identificando melhor a sua origem e, portanto, a variável que a explica. Incorporando esta variável, a mudança estrutural poderia vir a ser considerada diretamente e não utilizando um expediente estatístico. Os resultados menos interpretáveis do modelo com preço endógeno estão relacionados com a limitação da amostra e também com a eventual mudança estrutural de 1992. Talvez esta dificuldade seja resolvida na medida em que a amostra seja ampliada e se incorpore uma outra variável relevante.

## BIBLIOGRAFIA

- Blanchard, J.O., Katz, L.F. Regional evolutions. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 1, 1992.
- Beltrão, K., Camarano, A.M. **Estimativas da população brasileira 1980-2010**.
- Bernanke, B.S. Alternative explanations of the money-income compromise. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.25, 1986.
- Beveridge, S., Nelson, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components. **Journal of Monetary Economics**, v.7, 1981.
- Boone, L. **et alii. Endogenous technical progress in fossil fuel demand**. Center of Economic Forecasting, London Business School, 1992, mimeo.
- Campbell, J.Y., Perron, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. **NBER Macroeconomics Annual**, p.141-201, 1991.
- Castro, N. **Produção, distribuição, consumo e demanda de derivada por transporte e energia**. IPEA, nov. 1985 (Texto para Discussão Externa, 34)
- \_\_\_\_\_. Estrutura e desempenho do setor de transporte rodoviário de carga. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.1, abr. 1988.
- \_\_\_\_\_. Demanda derivada de energia no transporte de passageiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.19, n.1, abr. 1989a.
- \_\_\_\_\_. Perspectivas do desenvolvimento regional. **Perspectivas da Economia Brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 1989b.
- \_\_\_\_\_. **Intermodalidade, intramodalidade e o transporte de larga distância no Brasil**. IPEA, fev. 1995 (Texto para Discussão Interna, 367)
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, 1987.
- Faria, F.F. **O consumo de energia no transporte coletivo de passageiros**. IPEA, abr. 1986 (Texto para Discussão Externa, 37).
- Gately, D. The US demand for highway travel and motor fuel. **The Energy Journal**, v. 11, n.3, July 1990.
- IPEA. BSB. **Documento Interno**, n.2.

- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 234-254, 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991.
- . Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n. 3, 1992.
- Johansen, S., Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v. 52, p. 169-210, 1990.
- . Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v. 53, 1992.
- . **The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non stationary variables**. Copenhagen, Denmark: Institute of Mathematical Statistics Universitetsparken, 1993, mimeo.
- Kadiyala, K. R., Karlsson, S. Forecasting with generalized bayesian vector autoregressions. **Journal of Forecasting**, v. 12, p. 365-378, 1993.
- King, R.G. **et alii**. Stochastic trends and economic fluctuations. **The American Economic Review**, v. 81, 1991.
- Kouris, G. Fuel consumption for road transport in the USA. **Energy Economics**, v. 5, n. 2, 1983.
- Lima, E.C.R. **Co-integração e identificação de auto-regressões vetoriais (VAR) estruturais**. Parte II, minicurso apresentado na VI Escola de Séries Temporais e Econometria, Vitória (ES), 1995.
- Lima, E.C.R. **et alii**. Tendência estocástica do produto no Brasil: efeitos das flutuações da taxa de crescimento da produtividade e da taxa de juro real. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 25, ago. 1995.
- Lin, A.L., Botsas, E.N. State gasoline consumption in the USA. **Energy Economics**, v. 7, n. 1, 1985.
- Litterman, R. Forecasting with bayesian vector autoregressions — five years of experience. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 4, p. 25-38, 1986.
- Lütkepohl, H. Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. **Journal of Time Series Analysis**, v. 6, p. 35-62, 1985.

Mood-Graybill. **Introduction to the Theory of Statistics**. McGraw Hill Book, 1963.

Nakane, M.I. **Teste de exogeneidade fraca e superexogeneidade para a demanda de moeda no Brasil**. USP, 1994 (Tese de Mestrado).

Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 461-447, 1992.

Pindick, R.S. **The structure of world energy demand**. The MIT Press, 1979.

Revista de Finanças Públicas. **Comércio interestadual por vias internas**, jan./mar. 1987.

Sims, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-49, 1980.

Toda, H.Y., Phillips, P.C.B. Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study. **Econometric Reviews**, v. 13, n. 2, p. 259-285, 1994.

West, M., Harrison, J. **Bayesian forecasting and dynamic models** - S. V. Y.