

Eficiência das instituições públicas: o caso da lei de trânsito brasileira*

Marcos Mendes[§]

RESUMO

A microeconomia mostra que é Pareto-ineficiente prover bens públicos em mercados privados. São necessárias instituições, em especial leis, que garantam ar puro, segurança no trânsito ou estabilidade fiscal. Todavia, como mostra Becker (1968), o respeito às leis depende de cálculo de custo-benefício pelo potencial infrator. O artigo avalia a eficácia da lei de trânsito brasileira de 1998, cujo objetivo foi reduzir a mortalidade em acidentes. Mostra-se que tal redução foi apenas temporária. Se este for um indicador de baixa credibilidade das regras sociais no País, aplicável a situações como responsabilidade fiscal e proteção de patentes, então, de acordo com a literatura de economia institucional, há incentivos contrários ao investimento e crescimento no longo prazo.

Palavras-chave: instituições, bens públicos, série de tempo, análise de intervenção, função de transferência, Box-Jenkins, lei de trânsito.

ABSTRACT

Microeconomic theory shows that it is Pareto-inefficient to deliver public goods through private markets. Institutions – especially laws – are necessary to provide public goods like clear air, traffic security and fiscal stability. However law compliance depends on a benefit-cost evaluation made by the potential law-breaker, as shown by Becker (1968). This paper studies the efficiency of the Brazilian traffic law, effective in 1998, which objective was the mortality reduction in traffic related accidents. It is shown that this reduction was only temporary. If this evidence is an indicator of low credibility of social rules in Brazil, valid to situations like fiscal responsibility and patent protection so, according to the new institutional economics, there are negative incentives to investment and growth in the long run.

Key words: institutions, public goods, time series, intervention analysis, transfer function, Box-Jenkins, traffic law.

JEL classification: C22, K32.

* Agradeço a David D. Lima (Instituto de Segurança no Trânsito); Manuelito Magalhães, Roberto M. Fernandes e Fábio Gomes (Ministério da Saúde); Eduardo Almeida (USP); Maria E. T. Pianto e Bernardo Müller (UnB); João Faria (Univ. Texas) e pareceristas anônimos desta revista por importantes comentários e/ou material técnico fornecido.

§ Doutorando em Economia IPE/USP. Pesquisador Instituto Braudel. Consultor Econômico do Senado Federal.

1 Introdução

Este artigo avalia a eficácia das instituições públicas brasileiras na provisão de um bem público: a segurança no trânsito. Em janeiro de 1998 entrou em vigor um novo Código de Trânsito com o objetivo de reduzir a mortalidade em acidentes automobilísticos. Trata-se de avaliar se esta mudança institucional foi capaz de produzir uma mudança de regime, ou seja, uma redução significativa e permanente na mortalidade.

Segurança no trânsito, ar puro e estabilidade fiscal e monetária são exemplos de bens públicos. Em todos esses casos é preciso impor limites a ações de agentes individuais (motoristas, indústrias poluidoras, governos deficitários) que geram externalidades negativas para a sociedade. A teoria microeconômica demonstra que é Pareto-ineficiente a provisão de bens públicos em mercados privados.¹ O clássico problema do *free-rider* impõe que a provisão desses bens seja feita mediante ação governamental.

As instituições - em especial as leis - são "*absolutely necessary with respect to the production and quality of public goods, like clean air or security in the streets.*" (Banco Mundial, 1998, p. 15) Prover bens públicos por meio de leis significa estabelecer limites máximos ao comportamento individual gerador de externalidades negativas e a correspondente punição aos infratores.

Todavia, a simples existência de uma lei com regras e punições não garante a sua obediência. Como estabeleceu Gary Becker (1968), em seu clássico artigo *Crime and Punishment: an economic approach*, o respeito ou não à lei decorre de um cálculo de custo-benefício por parte do potencial infrator. Quanto maior a severidade e a probabilidade de punição, menor o valor esperado do benefício de se burlar a lei.

Diversos fatores afetam a probabilidade e os custos da punição de um infrator: a baixa capacidade técnica dos órgãos de fiscalização; o alto custo enfrentado pelo fiscalizador para obter informações sobre o fiscalizado; a existência de um problema de principal-agente entre o órgão de fiscalização (que deseja punir o infrator) e o fiscal (que pode aproveitar o poder delegado para obter renda, via corrupção); a ineficiência e lentidão do judiciário no julgamento dos infratores, que pode tornar lucrativo um ato ilícito que gere ganhos hoje e multas em um futuro remoto. Além disso, a fixação de penalidades excessivamente rígidas pode induzir a autoridade a ser condescendente na aplicação da lei. (Kadambe e Segerson, 1998)

1 Laffont (1996, p. 33).

A capacidade das instituições para restringir comportamentos individuais socialmente indesejados também é uma variável-chave para a linha de pesquisa conhecida como *Nova Economia Institucional*,² cuja preocupação principal é estudar a relação causal entre a qualidade das regras sociais e o crescimento econômico, a redução da pobreza e a estabilidade macroeconômica. As instituições representam uma estrutura de incentivos adicional ao sistema de preços que pode determinar o comportamento dos indivíduos. Brunnetti, Kisunko e Weder (1997), por exemplo, encontram uma relação direta entre um índice de credibilidade de regras sociais e o crescimento econômico, em uma análise de diversos países em *cross-section*.

Desta forma, a avaliação da eficácia das instituições para garantir a provisão de bens públicos torna-se um relevante problema de economia aplicada. Este ponto é especialmente relevante para a economia brasileira, que nos anos 90 iniciou um processo de reforma institucional visando, justamente, melhorar a performance em indicadores sociais e econômicos. Tem sido feito esforço, por exemplo, no sentido de se estabelecer novos regimes fiscal e monetário, por meio de uma Lei de Responsabilidade Fiscal e de autonomia operacional do Banco Central. Foi aprovada, em passado recente, uma lei de patentes e propriedade intelectual, e discutem-se no Congresso Nacional medidas legais voltadas à redução da criminalidade bem como um código de proteção ambiental.

Todavia, pouco se sabe sobre a capacidade da sociedade brasileira para transformar a letra da lei em bens públicos efetivamente à disposição da população. Um caso que permite uma clara quantificação do sucesso ou insucesso na aplicação da legislação refere-se à lei de trânsito, cuja performance pode ser medida por meio dos índices de mortalidade em acidentes automobilísticos.

É nesse sentido que o presente artigo se propõe a fazer uma avaliação econométrica da eficácia do Código de Trânsito Brasileiro. Aplica-se o modelo de análise de intervenção, proposto por Box e Tiao (1975) dentro da tradição de modelos ARIMA, já bastante utilizado na literatura em avaliação de eficácia de leis de trânsito. (Bhattacharyya e Layton, 1977; Abraham, 1987; Ray, 1989)

Para auferir o impacto de uma nova legislação sobre uma série de tempo não basta comparar a média da série antes e após a implantação da lei. É preciso levar em conta a tendência, a sazonalidade e a estrutura de correlação dos ruídos, que podem estar obscurecendo o verdadeiro efeito da intervenção sobre a série. Daí a necessidade de se

2 North (1991), Williamson (2000).

modelar a série utilizando-se análise de intervenção. Esta metodologia apresenta, ainda, as vantagens de oferecer um teste de significância estatística para o efeito da intervenção, bem como permite auferir o tipo de impacto sobre a série: se temporário ou permanente, se gradual ou abrupto, se contemporâneo ou defasado. Se o impacto da legislação for temporário, pode-se ainda medir a velocidade com que esse impacto se anula. (Narayan e Considine, 1989)

Utiliza-se, também, um modelo de função de transferência (Vandale, 1983; Liu *et al.*, 1992), que nada mais é do que a inclusão, na análise de intervenção, de variáveis explicativas que tenham capacidade de funcionar como previsores de valores futuros ou contemporâneos da variável sob análise. Ou seja, estabelece-se uma relação de causalidade no sentido de Granger (1969).

Há significativa evidência de que o impacto da lei sobre a mortalidade foi apenas temporário. O modelo final indica uma redução imediata de 13% na taxa de mortalidade, mas esta volta a crescer ao longo dos meses, estimando-se que o efeito da lei esteja anulado após 12 meses.

De modo geral, fica clara a importância de se aperfeiçoar as instituições dedicadas à produção de bens públicos. Em termos específicos da política de trânsito, seria o caso de se estudar problemas relativos à capacidade de administração e fiscalização, corrupção, multas em valores excessivo, regras inexecutáveis, procedimentos administrativos e judiciais que protelam a punição, educação para o trânsito e adequadas condições de conservação de estradas, ruas e sinalização.

A próxima seção faz uma breve descrição da nova lei de trânsito. A seção 3 apresenta a análise de intervenção. A seção 4 mostra a análise de função de transferência e checa modelos alternativos. Na seção 5 comentam-se os resultados e conclui-se o trabalho.

2 O código de trânsito brasileiro

Em 22 de janeiro de 1998 entrou em vigor a Lei 9.503/97, de âmbito federal, que instituiu o novo Código de Trânsito Brasileiro. Seu objetivo principal foi reduzir o alto índice de acidentes, mortalidade e ferimentos graves ocorridos tanto nas estradas quanto no tráfego urbano. De acordo com o Programa de Redução de Acidentes nas Estradas (PARE), do Ministério dos Transportes, “*em média 350 mil pessoas ficam feridas por ano*” em acidentes de trânsito. O custo financeiro da violência no trânsito gira em torno de 4 bilhões de dólares ao ano. Mais de 50% dos acidentados são jovens, com idade inferior a 35 anos e, portanto, com um longo período de vida produtiva pela frente, que fica prejudicado ou

inviabilizado. Além disso, deve-se registrar o ônus imposto ao sistema hospitalar do País, visto que “*dos leitos de traumatologia dos hospitais do país, 62% são ocupados por acidentados de trânsito.*”³ Em 1997, ano anterior à implantação do código, o Ministério da Saúde registrou 33.232 óbitos cuja causa foram os acidentes de trânsito.⁴

A nova lei consistiu em uma combinação de normas mais rígidas, elevação do valor das multas e das penas associadas às infrações de trânsito, transformação em crime de práticas antes consideradas apenas irregularidades, ênfase em campanhas educativas e aperfeiçoamento gerencial da administração do trânsito.

O uso de cinto de segurança, antes obrigatório apenas nas estradas, passou a ser compulsório também nas cidades. Tornou-se obrigatório o uso de capacetes em motocicletas e a condução de menores de 10 anos no banco traseiro dos automóveis. Criou-se um sistema de pontuação para infrações de trânsito (divididas em gravíssimas, graves, médias e leves), segundo o qual, ao completar 21 pontos, o motorista tem a habilitação temporariamente cassada e deve passar por um curso de reciclagem. Foi criada a figura do crime de trânsito, que sujeita o motorista à pena de prisão de até 4 anos para atos como homicídio culposo ou lesão corporal na direção de veículo.

O valor das multas passou a ser proporcional à gravidade da infração, podendo chegar a R\$ 960, valor que supera a renda mensal de grande parcela dos motoristas do País. Foi autorizado o uso de radares eletrônicos, tanto nas cidades como nas estradas, como ferramenta para fiscalizar e punir motoristas em alta velocidade. Criou-se um registro nacional de veículos que, entre outras vantagens, deveria viabilizar a cobrança de multas aplicadas fora do estado onde o veículo está registrado.

Trata-se, portanto, de um conjunto de normas rígidas, que ameaçam o potencial infrator com penalidades elevadas, e que teve significativa cobertura da mídia e interesse da população. Isso pressupõe uma redução no benefício líquido calculado pelos potenciais infratores das leis de trânsito, abrindo a possibilidade de que viesse a gerar resultados efetivos, reduzindo a mortalidade. A próxima seção procura estimar o impacto da lei sobre o índice de mortalidade no trânsito.

3 www.transportes.gov.br/Pare/d_gerais.htm

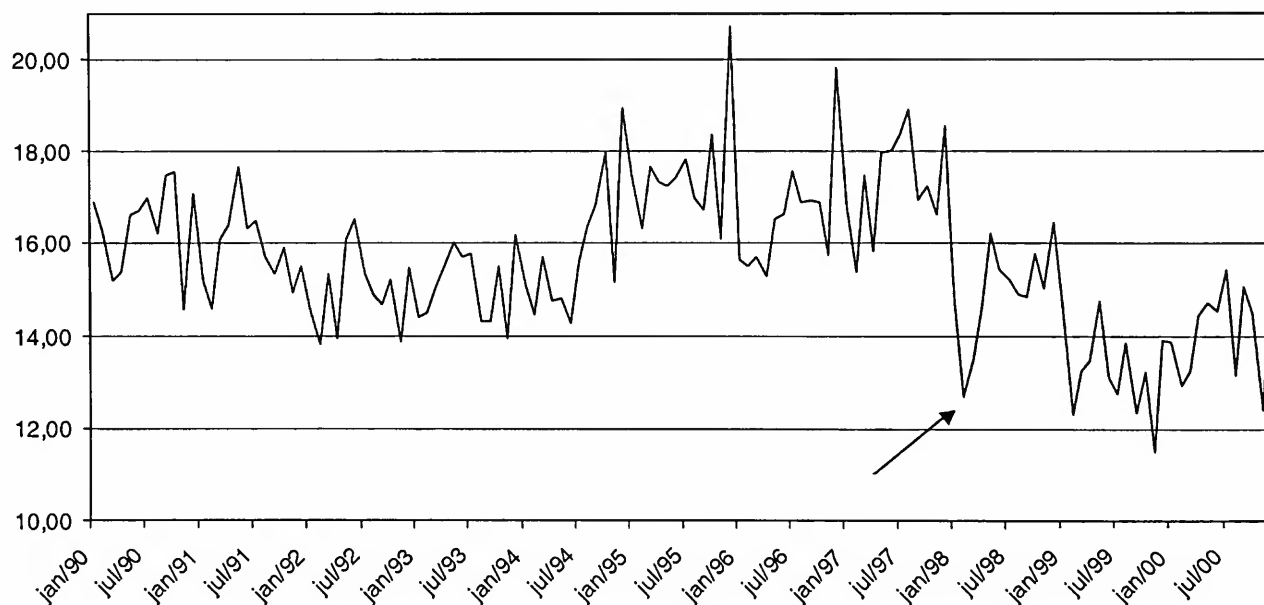
4 Ministério da Saúde. Fundação Nacional de Saúde (FUNASA).

3 Análise de intervenção

A série estatística a ser analisada é a taxa de mortalidade no trânsito. Ela é formada pela divisão do número de mortos em acidentes de trânsito (assim classificados e registrados pelo Ministério da Saúde - Fundação Nacional de Saúde) pelo número de habitantes do País.⁵ Os mortos no trânsito incluem não somente motoristas e passageiros de veículos, mas também pedestres e ciclistas mortos em acidentes. Os dados são mensais e referem-se ao período janeiro/90 a dezembro/2000. Há, portanto, 97 observações antes da vigência da lei e 35 observações após tal intervenção. O Gráfico 1 exibe a série.

Uma seta indica a taxa de mortalidade no primeiro mês de vigência do Código (fevereiro de 1998). Percebe-se que há uma inequívoca queda neste mês. Não fica claro, contudo, se a série se mantém em um patamar mais baixo após a intervenção (indicando um efeito permanente da lei sobre a mortalidade), ou se há uma tendência de crescimento e retorno gradual à média do período anterior à intervenção (o que caracterizaria um efeito apenas temporário da legislação).

Gráfico 1
Óbitos em Acidentes de Trânsito por 1 milhão de habitantes



Fontes: Ministério da Saúde-FUNASA e IBGE.

5 O número de habitantes mês a mês foi obtido da seguinte forma: tomou-se, para agosto de 1991, agosto de 1996 e agosto de 2000, a população total registrada pelo IBGE nos censos de 1991 e 2000, bem como na contagem populacional de 1996. Para os meses intermediários calculou-se a população por interpolação dos valores daqueles três meses. Para os meses anteriores a agosto de 1991 utilizou-se a taxa mensal de crescimento entre 1991 e 1996.

Nesse sentido, o principal desafio passa a ser identificar qual o tipo de impacto da lei sobre a mortalidade: se permanente ou temporário. Assim, cada uma das diferentes especificações do modelo será estimada em duas versões: uma considerando a intervenção definitiva e outra considerando a intervenção temporária.

Uma outra característica da série, que se percebe com clareza no Gráfico 1, é de que em meados de 1994 houve uma aceleração na mortalidade, com a série saltando para um patamar mais elevado. Nota-se igualmente um padrão sazonal, com a mortalidade apresentando pico nos meses de janeiro, provavelmente por causa do intenso trânsito nas estradas durante as férias de verão. Essas características precisarão ser modeladas.

Antes de proceder à estimação, é preciso deixar claro as hipóteses sobre as quais se assentam a análise de intervenção (Bhattacharyya e Layton, 1977; Abraham, 1987):

O número de pessoas expostas ao risco de morrer no trânsito cresce na mesma proporção da população total do País. Ou seja, pressupõe-se constante o percentual da população utilizando estradas, andando de bicicleta, dirigindo carros etc.

Não há mudança intensa no tipo de transporte utilizado pela população.⁶

O grau de imprudência de motoristas, ciclistas e pedestres é constante ao longo do tempo, exceto pela influência da nova lei.

Nenhuma outra intervenção ocorreu no período em estudo, além da nova lei.

A estrutura do ruído do modelo ARIMA permanece a mesma antes e depois da intervenção, não sendo por ela afetada.

Levando em conta as características da série apresentadas pelo Gráfico 1, estimou-se⁷ um modelo ARIMA com um componente de intervenção. Após processo usual de identificação, seleção e diagnóstico chegou-se a um processo auto-regressivo com componente sazonal SARIMA (2,0,0)X(1,0,0)₁₂.⁸ Inicialmente modelou-se o impacto da lei como definitivo (efeito

6 Esta hipótese não se sustenta, por exemplo, quando há aumento do uso de motocicletas (modalidade mais arriscada) em detrimento dos automóveis e transportes coletivos, nos grandes centros, para evitar os crescentes congestionamentos. Por isso a hipótese será relaxada na próxima seção.

7 A estimação foi realizado por máxima verossimilhança, usando o pacote estatístico SCA *Statistical System* (versão 5.2 - *Professional*).

8 A literatura utiliza dois métodos distintos para identificar modelos ARIMA na presença de intervenções. O primeiro deles utiliza apenas os dados pré ou pós-intervenção. No segundo método estima-se, primeiro, um modelo com uma constante e uma variável *dummy* para intervenção. O resíduo obtido neste modelo é, então, submetido ao processo de identificação. No presente caso, foram utilizados os dois métodos, com resultados idênticos.

não se esvai ao longo dos meses seguintes). O mesmo modelo será, em seguida, estimado com intervenção de efeito temporário e os resultados serão comparados.

A equação abaixo apresenta o modelo de impacto permanente, e a coluna I da Tabela 1 mostra o valor dos parâmetros estimados (os valores entre parêntesis são as estatísticas “t” associadas a cada estimativa):

$$y_t = C + w.T_t + \frac{e_t}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \Phi_1 B^{12})}$$

onde:

y_t = logaritmo da taxa de mortalidade em acidentes de trânsito

T_t = variável *dummy* com valor zero antes de fev/98 e 1 a partir de fev/98

w = taxa de variação proporcional da mortalidade associada a T_t

ϕ_i = componente auto-regressivo de ordem i

Φ_1 = componente auto-regressivo sazonal de ordem 1

$$C = (1 - \phi_1 - \phi_2)(1 - \Phi_1)\mu$$

μ = média da série

e_t = ruído branco

Tabela 1
Resultados da Estimação dos Modelos de Intervenção e Função de Transferência

	Nº de Difer.	lag	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Constante			2,78 (59,9)	2,73 (43,4)	2,77 (57,5)	2,72 (43,2)	2,77 (60,8)	2,72 (45,5)	2,16 (8,30)	2,19 (8,35)
w			-0,112 (2,74)	-0,107 (2,10)	-0,110 (2,66)	-0,127 (2,66)	-0,111 (2,78)	-0,132 (2,82)	-0,108 (3,15)	-0,126 (3,16)
δ				0,576 (1,51)		0,545 (1,66)		0,546 (1,85)		0,521 (1,91)
Renda	1	t-0							0,21 (1,81)	0,19 (1,81)
Renda	1	t-1			0,39 (3,07)	0,40 (3,28)	0,38 (3,10)	0,40 (3,34)	0,33 (3,00)	0,34 (3,20)
Moto	1	t-1							0,07 (2,33)	0,08 (2,57)
Moto	1	t-2					0,08 (2,58)	0,08 (2,53)	0,10 (3,07)	0,10 (3,07)
Moto	1	t-3							0,08 (2,57)	0,08 (2,69)
Moto	1	t-4					0,06 (1,86)	0,06 (2,07)	0,09 (3,10)	0,10 (3,46)
Bebida	0	t-1							0,13 (2,31)	0,11 (2,05)
ϕ_1			0,42 (4,66)	0,45 (5,13)	0,37 (4,13)	0,38 (4,45)	0,33 (3,70)	0,34 (3,99)	0,39 (3,92)	0,40 (4,24)
ϕ_2			0,27 (3,04)	0,33 (3,69)	0,35 (4,02)	0,42 (4,89)	0,41 (4,58)	0,48 (5,58)	0,31 (3,10)	0,42 (4,23)
Φ_1			0,58 (7,56)	0,59 (7,79)	0,54 (6,88)	0,54 (6,87)	0,50 (6,14)	0,50 (6,08)	0,61 (7,53)	0,62 (7,69)
Nº de Obs Efetivamente Usadas			118	118	116	116	113	113	97	97

Percebe-se, em primeiro lugar, que o parâmetro de interesse (w) indica uma redução de 11% da taxa de mortalidade. Os parâmetros auto-regressivos estimados cumprem as condições de estacionariedade da série⁹ e todos os parâmetros estimados são estatisticamente significantes a 1%.

9 Condições necessárias para estacionariedade de modelo AR(2):

$$\phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1$$

$$\text{Condição de estacionariedade para modelo SAR(1): } |\Phi_1| < 1.$$

Tabela 2
Diagnósticos de Adequação

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Ljung-Box Q(12)*	7,3	6,0	7,4	7,0	5,0	4,5	4,7	5,1
Ljung-Box Q(24)**	19,6	17,4	19,9	17,4	17,6	14,4	12,5	12,6
Estatística t para a média do resíduo = 0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00
σ^2_e	0,03761	0,03820	0,03445	0,03435	0,03286	0,03289	0,02438	0,02427
Soma dos Quadrados dos Resíduos	0,44378	0,45073	0,39960	0,39851	0,37274	0,37162	0,23651	0,23546
Coef. de autocorr. de 1ª ordem da 1ª dif do resíduo	-0,51	-0,48	-0,50	-0,50	-0,51	-0,49	-0,49	-0,50
Outliers ***	MN ago/94	MN ago/94 MN fev/99 OA ago/99	-	-	-	-	-	-

* Valor Crítico = 16,9 (Distribuição χ^2 com 9 graus de liberdade).

** Valor Crítico = 32,7 (Distribuição χ^2 com 21 graus de liberdade).

***MN = Mudança de Nível, OA = *Outlier* Aditivo.

A coluna I da Tabela 2 contém as estatísticas de diagnóstico de adequação do modelo. A média dos resíduos é estatisticamente igual a zero, como mostra o teste *t* na terceira linha da tabela supracitada. O teste Ljung-Box de significância conjunta dos coeficientes de autocorrelação dos resíduos aponta para a não rejeição da hipótese de que o resíduo seja um ruído branco, visto que as estatísticas teste Q(12) e Q(24) situam-se muito abaixo dos respectivos valores críticos. Outra evidência de que os resíduos constituem um ruído branco de média zero é o coeficiente de autocorrelação da série dos resíduos em primeira diferença, que é estatisticamente igual a -0,5.¹⁰

Todos esses indicadores apontam para um adequado ajustamento do modelo 1 à série analisada. Contudo, uma análise dos resíduos para verificação de *outliers*, proposto em Liu *et al.* (1992), indica que a série sofre uma mudança de nível a partir de agosto de 1994. Este fato, já comentado acima, é claramente visível no Gráfico 1 e não foi levado em conta no Modelo I. O *outlier* de mudança de nível representa um deslocamento de sucessivas observações da série observada em relação à série estimada, o que significa que algum fenômeno não considerado pelo modelo está afetando a série e, portanto, precisa ser explicitamente colocado neste modelo. Para sanar este problema torna-se necessário

10 Tirando-se a primeira diferença de um processo ruído branco obtém-se um processo MA(1), com coeficiente $\theta_1=1$, que gera uma autocorrelação de primeira ordem igual a -0,5.

acrescentar variáveis explicativas ao Modelo I, passando de uma análise de intervenção univariada para um modelo de função de transferência.

Antes, porém, cabe analisar o modelo univariado considerando uma redução apenas temporária na taxa de mortalidade, e não permanente, como suposto no Modelo I. Trata-se de estimar o seguinte Modelo II:

$$y_t = C + \frac{w}{(1-\delta.B)} \Delta T + \frac{e_t}{(1-\phi_1.B - \phi_2.B^2) \cdot (1-\Phi_1.B^{12})}$$

Neste modelo, ΔT é uma variável *dummy* com valor 1 apenas no mês de fevereiro de 1998 (momento de entrada em vigor da lei). O coeficiente δ indica o padrão de decaimento (amortecimento) do efeito da lei ao longo do tempo. Quanto menor o valor desse parâmetro, mais rápido se esgota o efeito da intervenção. Se $\delta = 0$, o impacto só ocorre no primeiro mês, se $\delta = 1$, o modelo se torna igual ao Modelo I,¹¹ indicando que o impacto da lei foi permanente.

A coluna II da Tabela 1 mostra os resultados para essa especificação. Percebe-se, inicialmente, que o impacto imediato do Código de Trânsito sobre a mortalidade continua na faixa de 11%, como no Modelo I. Mas como o coeficiente δ é estimado em 0,58, esse impacto inicial se dissiparia ao longo do tempo.

É importante observar que se o modelo mais adequado fosse o de impacto permanente (Modelo I), o coeficiente δ apresentaria valor estimado próximo de 1, o que não ocorre. Assim, o Modelo II não abona a hipótese de redução **permanente** da mortalidade causada pela lei de trânsito.

Todavia o Modelo II não parece bem ajustado. O coeficiente de amortecimento δ é significativo apenas a 13%. Além disso, a Tabela 2, coluna II, mostra que são detectados 3 *outliers* no modelo com efeito temporário, contra apenas 1 no modelo com efeito permanente.

¹¹ $\frac{1}{(1-B)} \Delta T = T$

Para se obter uma melhoria no ajustamento dos modelos, e melhor decidir entre efeito temporário e permanente, foram estimados modelos de função de transferência, que introduzem variáveis explicativas adicionais.

O que se observa ao incluir variáveis explicativas no modelo é que o grau de significância do coeficiente de amortecimento δ cresce, robustecendo a hipótese de que a lei teve impacto apenas temporário. No modelo mais completo tal coeficiente torna-se significativo a 5,6%. Além disso, em todos os modelos o valor estimado para δ fica na faixa de 0,5 a 0,6, distante, portanto, do valor unitário, que indicaria efeito permanente da intervenção. Como resultado, a hipótese de efeito apenas temporário da legislação sobre a mortalidade parece mais plausível. A próxima seção mostra estes fatos em detalhe.

4 Função de transferência

A literatura¹² utiliza ou sugere as seguintes variáveis a serem incluídas para aprimoramento do modelo:

medida de intensidade do uso de veículos: quilômetros/mês rodados em média pelos veículos ou número de veículos circulando em determinadas áreas;

consumo médio mensal de óleo combustível;

preço real de combustíveis e lubrificantes;

número de fins de semana ou sextas, sábados e domingos em cada mês;

ocorrência de feriados nacionais de data móvel, como carnaval e semana santa.

Cada uma dessas variáveis tenta captar o uso mais intenso de veículos ou momentos onde é maior a incidência de acidentes e que não são captados pelos parâmetros tradicionais de sazonalidade (feriados móveis, números de fins de semanas em um mês).

Para a presente análise não é possível utilizar qualquer medida de intensidade de tráfego, porque seria difícil ter uma estatística representativa do tráfego em todo o País, seja nas

12 Bhattacharyya e Layton (1979), Harvey e Durbin (1986), Abraham (1987), Ray (1989).

idades, seja nas estradas. Tal medida parece ser mais adequada para estudos em áreas restritas, como uma cidade ou estado.

Não houve correlação significativa entre a taxa de mortalidade e variáveis *dummy* indicando meses de carnaval ou de semana santa (provavelmente porque a estrutura de sazonalidade do modelo já foi capaz de captar tal efeito), ou ainda indicando o número de sábados em cada mês. Apenas o somatório do número da sextas-feiras, sábados e domingos apresentaram correlação positiva significativa, indicando aumento da mortalidade nos meses com mais dias de fim de semana. Contudo, a inclusão de tal variável não alterou significativamente os resultados em relação àqueles expostos na Tabela 1. Por questão de parcimônia optou-se por deixar tal variável de fora do modelo.

O índice de preços de combustível também não mostrou correlação significativa com a série de mortalidade.¹³ Já o consumo aparente de óleo combustível¹⁴ mostrou correlação negativa com a mortalidade, ou seja, um sinal inverso ao esperado. Como a sua inclusão não altera o valor dos parâmetros estimados nem afeta significativamente a qualidade do ajustamento, optou-se por não considerar esta variável.

O caso brasileiro exige a inclusão de variáveis explicativas que não são tradicionalmente utilizadas na literatura: a renda real e a crescente importância das motocicletas como meio de transporte nos grandes centros.

O fato de os resultados da coluna I da Tabela 1 indicarem uma mudança de nível da série em agosto de 1994, um mês após à introdução do Plano Real, sugere que a elevação da renda real promovida pela súbita estabilização dos preços pode estar relacionada à mortalidade.

Com a elevação de renda, indivíduos que antes utilizavam transporte coletivo podem ter passado a utilizar veículos particulares de baixo custo, ou seja, automóveis antigos e com baixa manutenção, mais propensos a acidentes. Também pode ter aumentado o volume total de veículos adquiridos em todas as faixas de renda. Nas estradas pode ter crescido tanto o fluxo de viagens de turismo quanto de transporte de cargas. O aumento da renda pode, até mesmo, ter estimulado a maior circulação de pedestres pelas ruas (a caminho do trabalho ou das

13 Índice de Preços de Combustíveis e Lubrificantes (Fundação Getúlio Vargas), deflacionado pelo IPC.

14 Fonte: Petrobrás.

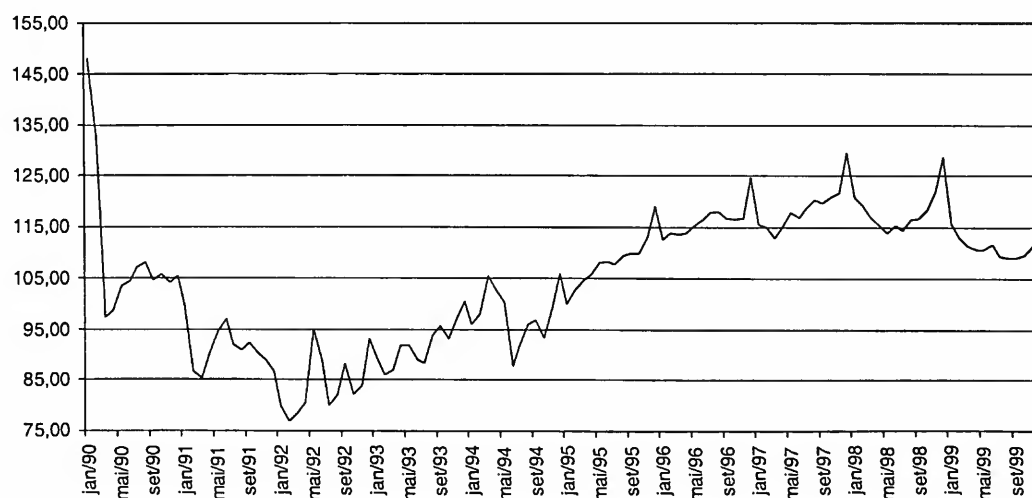
compras), aumentando o número de pessoas expostas a acidentes. O consumo de bebidas alcoólicas também tende a crescer, aumentando a propensão a acidentes. Daí a necessidade de se incluir a renda real como variável explicativa.

Já a inclusão do uso de motocicletas tem o objetivo de relaxar a hipótese de que não houve, ao longo do período, mudança nos tipos de meios de transportes utilizados pela população. Tendo em vista o grande crescimento no uso de motocicletas (veículos notoriamente sujeitos a maior risco de acidentes), para evitar os congestionamentos das grandes cidades, é possível que o impacto do Código de Trânsito, estimado sem levar em conta este fenômeno, venha a estar sujeito a viés.¹⁵

O procedimento adotado é o de incluir uma variável explicativa por vez, e avaliar o seu impacto sobre o modelo de impacto definitivo e o modelo de impacto permanente. Tomou-se o cuidado de, a cada inclusão de uma nova variável, refazer todo o processo de identificação da função de transferência e da estrutura ARIMA, de modo que, em diferentes especificações, variáveis explicativas podem aparecer com diferentes *lags*.

A primeira variável a ser incluída foi a renda real média mensal. A série utilizada é aquela apurada pelo IBGE por meio da Pesquisa Mensal de Emprego, mostrada no Gráfico 2.

Gráfico 2
Rendimento Médio Mensal do Trabalho Principal das Pessoas
Ocupadas de 15 Anos ou Mais (jan/95=100, deflator INPC)



Fonte: IBGE - Pesquisa Mensal de Emprego. Deflator INPC.

15 Outra mudança estrutural que pode, eventualmente, representar viés nos coeficientes estimados é a privatização de rodovias a partir de 1996. É de se esperar que a administração privada, fornecendo melhores condições de uso das vias e mantendo equipes de socorro, contribua para a redução da mortalidade. Todavia não há como introduzir variável para controlar este efeito.

A identificação do modelo de função de transferência foi feita pelo método LTF (*Linear Transfer Function*) (Liu *et al.*, 1992; Pankratz, 1991, Tserkezos, 1992), que indicou que a renda real afeta a mortalidade no trânsito de forma significativa com defasagem de 1 período. Após procedimentos usuais de identificação e diagnóstico, e utilizando inicialmente a hipótese de efeito definitivo da intervenção, estimou-se o seguinte modelo:

$$y_t = C + w.T + v.\nabla^1 r_{t-1} + \frac{e_t}{(1 - \phi_1.B - \phi_2.B^2).(1 - \Phi_1.B^{12})} \quad (2)$$

onde:

$\nabla^1 r_{t-1} = r_{t-1} - r_{t-2}$ = primeira diferença, defasada em 1 período, do logaritmo da renda real.

A não estacionariedade da série de renda real, nitidamente visível no Gráfico 2, exigiu a sua inclusão no modelo em primeiras diferenças.¹⁶ A coluna III da Tabela 1 mostra o valor dos parâmetros estimados para o Modelo III.

Percebe-se que a estimativa pontual do parâmetro de interesse não foi afetada pelo aperfeiçoamento do modelo. O Código continua a apresentar um impacto negativo de 11% sobre a mortalidade. Este parâmetro continua a ser significativo a 1%. O coeficiente v , associado à variação da renda, apresenta coeficiente igual a 0,39, com estatística “t” de 3,07.

A coluna III da Tabela 2 apresenta as estatísticas de diagnóstico do Modelo III e permite comparar a sua performance com os modelos univariados. Percebe-se que os resíduos apresentam todas as características de ruído branco de média zero. A variância do erro do Modelo III mostra-se 8,5% menor do que a do Modelo I e a soma dos quadrados dos resíduos 10% menor. Há, portanto, um melhor ajustamento do Modelo III, em relação aos anteriores. Em especial, a renda real parece ser capaz de explicar a mudança de nível na série a partir de agosto de 1994, uma vez que foi eliminado o *outlier* de mudança de nível detectado no modelo I.

Cabe, agora, estimar esse mesmo modelo, substituindo o impacto permanente por um impacto temporário da lei. Os resultados desta estimação estão na coluna IV da Tabela 1.

16 A primeira diferença da série de renda real é adequadamente modelada por meio de um SARIMA (0,1,2)X(1,0,0). O anexo I mostra os parâmetros estimados bem como as estatísticas de diagnóstico.

Observa-se que o coeficiente de amortecimento (δ) já se apresenta mais significativo do que no Modelo II. Com estatística “t” igual a 1,66, ele é significativo a 10% (contra 13% no Modelo II). Aumenta, portanto, a possibilidade de se considerar que o impacto da lei de trânsito foi apenas transitório. Além disso, a estimativa pontual do parâmetro δ em 0,54, distante do valor unitário, desabona a hipótese de impacto permanente da lei. O modelo tem bom ajustamento, com os resíduos mostrando característica de ruído branco e não havendo a detecção de qualquer *outlier*.

Inclui-se agora uma segunda variável explicativa: o volume de vendas de motocicletas.¹⁷ O Gráfico 3 ilustra o rápido crescimento nas vendas desses veículos,¹⁸ principalmente a partir de janeiro de 1994. A ampliação da variância à medida que se elevam os valores observado indica a necessidade de, mais uma vez, tratar os dados em logaritmo. É evidente a não-estacionariedade da série.¹⁹

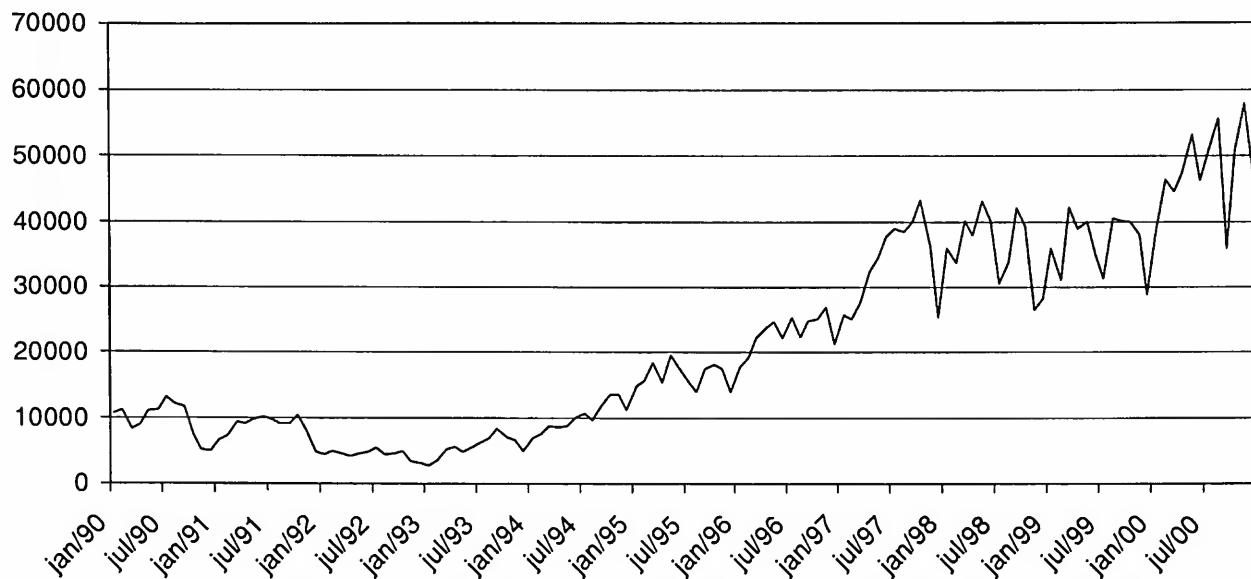
A coluna V da Tabela 1 mostra os resultados da inclusão dessa nova variável considerando um impacto permanente da intervenção. Em primeiro lugar, percebe-se que o coeficiente de interesse (w) não foi afetado. Ele continua a indicar uma redução da mortalidade em torno de 11%. A Tabela II, coluna V, mostra que a inclusão da nova variável resulta em melhoria no ajustamento do modelo, que apresenta variância do erro 4% menor do que aquela estimada para os Modelo III e IV, bem como uma queda de 7% na soma dos quadrados dos resíduos.

17 Fonte: Associação Brasileira de Produtores de Motocicletas, Ciclomotores, Motonetas e Bicicletas - ABRACICLO (www.abraciclo.com.br). Exclui a produção da fábrica AGRALÉ - que representa aproximadamente 8% do mercado -, uma vez que as informações sobre suas vendas não estão disponíveis para todos os anos.

18 A medida ideal para a mudança no perfil de transportes da população seria a participação porcentual das motocicletas na frota nacional de veículos. Não estando disponível esta informação, utilizou-se como *proxy* o volume mensal de vendas. Uma outra medida utilizada foi a relação entre venda de motocicletas e venda de automóveis. Os parâmetros estimados pelos dois modelos foram muito semelhantes. Todavia o modelo que utilizou apenas vendas de motocicletas teve melhor ajustamento, apresentando menor variância dos resíduos.

19 A primeira diferença da série de vendas de motocicletas é adequadamente ajustada a um modelo SARIMA $(2,1,0)X(1,0,0)_{12}$. O anexo I mostra os valores estimados e as estatísticas de adequação do modelo.

Gráfico 3
Venda de Motocicletas, Ciclomotores e Motonetas no Brasil:
1990-99 (em unidades vendidas)



Fonte: ABRACICLO.

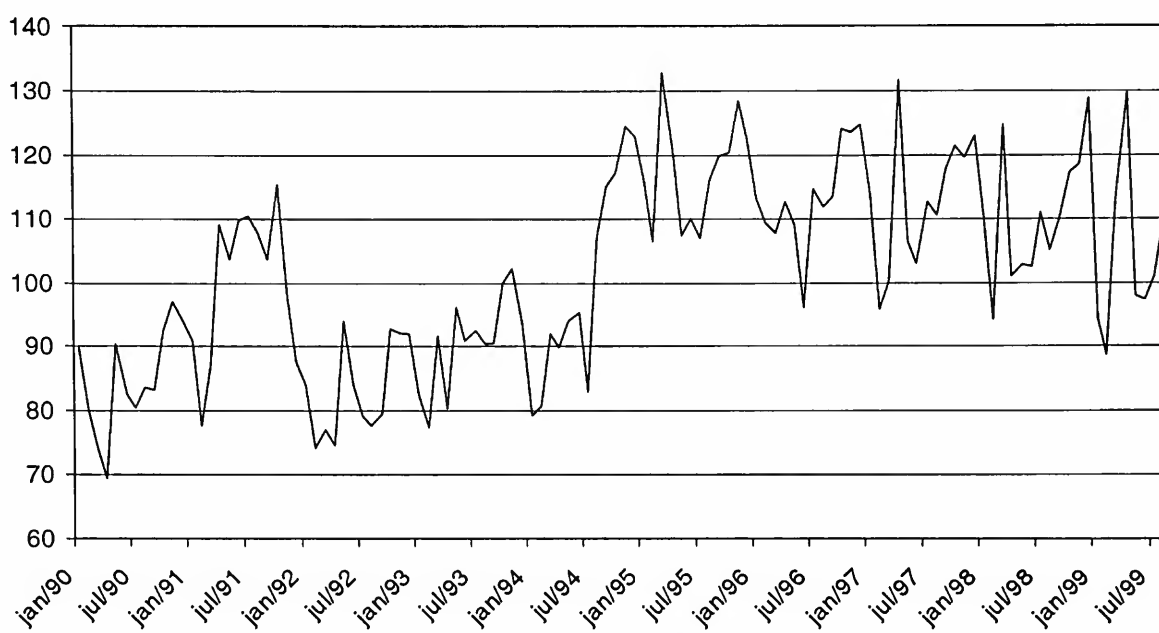
Na coluna VI considera-se o modelo com impacto temporário da intervenção. Agora, com a inclusão desta nova variável, o coeficiente de amortecimento (δ) já se torna significativo a 6,5% (contra 10% no Modelo IV e 13% no Modelo II). Gradualmente, à medida que vão sendo introduzidas as variáveis explicativas ao modelo, a hipótese de efeito temporário vai ganhando força. Coerente com as estimações anteriores, o coeficiente de amortecimento δ tem valor estimado de 0,55, distante, portanto, do valor unitário que abonaria a hipótese de impacto permanente da lei.

O Modelo VI respeita todas as condições de adequação: os resíduos apresentam características de ruído branco, não há qualquer *outlier* e a redução na variância dos resíduos e na soma dos quadrados dos resíduos são de 12% e 16%, respectivamente, em comparação com os modelos univariados (Modelos I e II). Parece, portanto, espelhar adequadamente o fenômeno estudado.

Uma terceira variável considerada foi o consumo de bebidas alcoólicas. É bem verdade que o efeito desta variável sobre a mortalidade no trânsito já deve estar sendo captada pela variável renda, positivamente correlacionada à venda de bebidas. Todavia é interessante observar a robustez das estimativas das variáveis de interesse à inclusão de variáveis adicionais.

Não foi possível obter uma série de consumo exclusivo de bebidas alcoólicas. Utilizou-se como *proxy* o índice de produção física da indústria de bebidas apurado pelo IBGE.²⁰ O Gráfico 4 mostra esta série, que só estava disponível até o mês de agosto de 1999. Como esperadô, fica nítido o crescimento do mercado de bebidas a partir da estabilização da economia e aumento da renda real, em agosto de 1994.

Gráfico 4
Indústria de Transformação. Setor Bebidas: Índice de Produção Física



Fonte: IBGE.

As colunas VII (impacto permanente) e VIII (impacto temporário) mostram os modelos onde se inclui a variável **bebida**.²¹ O fato de haver um menor número de informações disponíveis afeta a estrutura do modelo de função de transferência, que passa a apresentar um maior número de *lags* significativos para as variáveis renda e venda de motocicletas. Todavia, não há qualquer mudança qualitativa nos parâmetros de interesse. No Modelo VII o impacto (permanente) da lei de trânsito é, mais uma vez, de 11%. No Modelo VIII (de impacto temporário) o coeficiente de amortecimento é estimado em 0,52, sendo que neste caso ele passa a ser significativo a 5,6% (contra 6,5% no Modelo VI).

20 Índice de Produção Física Industrial por Gênero da Indústria de Transformação.

21 A série **bebida** é adequadamente modelada por um SARIMA $(1,0,0) \times (1,0,0)_{12}$. O anexo I mostra os valores estimados para esse modelo e as estatísticas de adequação.

Tendo em vista o menor número de observações utilizadas para estimar os modelos que incluem a variável **bebida**, e o fato não haver mudança qualitativa gerada pela inclusão desta variável, toma-se como modelo final o de número VI. O Gráfico 5 mostra o bom ajustamento desse modelo, comparando os valores por ele estimados e os valores efetivamente observados. Já os Gráficos 6-A e 6-B mostram como a hipótese de efeito temporário é superior à hipótese de efeito permanente. O modelo V, que modela o impacto da lei como permanente, gera estimativas para o período pós-intervenção quase sempre inferiores aos valores efetivamente observados, superestimando o impacto da lei. Já o modelo VI, com impacto temporário, tem maior capacidade de prever a mortalidade após a intervenção.

Gráfico 5
Óbitos em Acidentes de Trânsito:
Observado x Estimado (taxa por 1 milhão de habitantes)

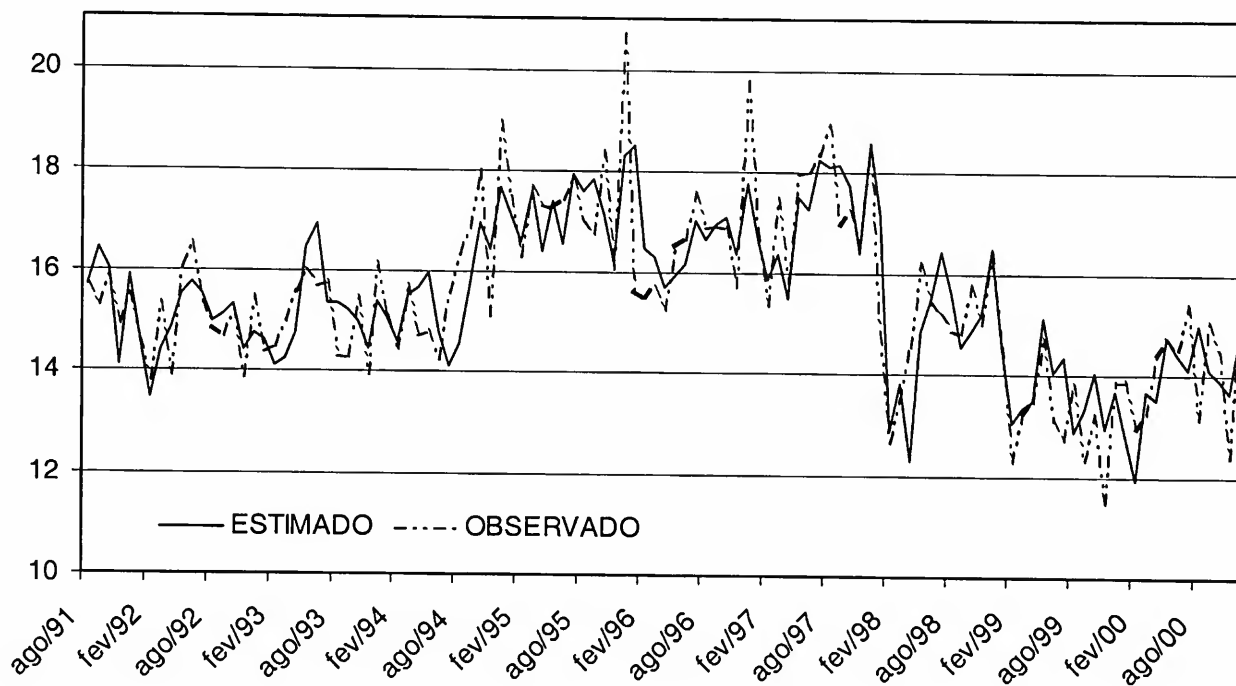
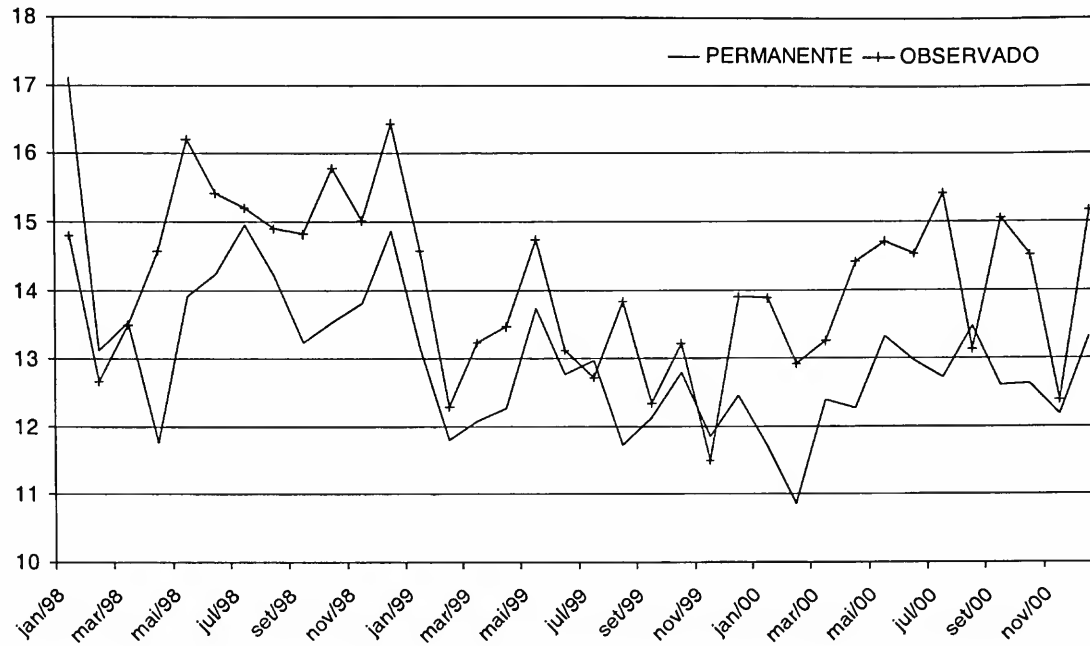
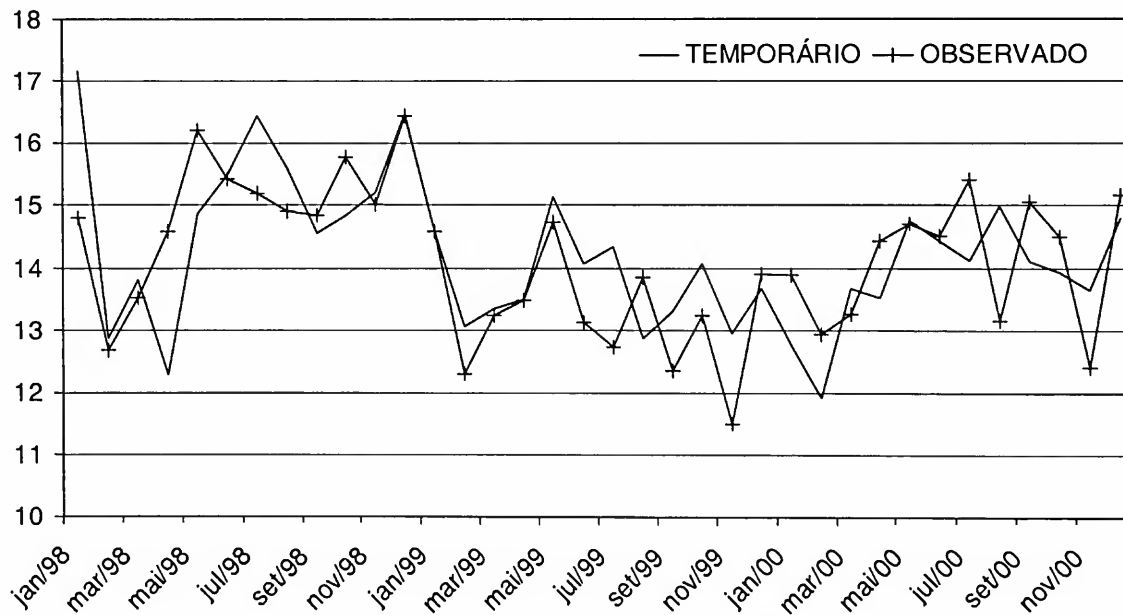
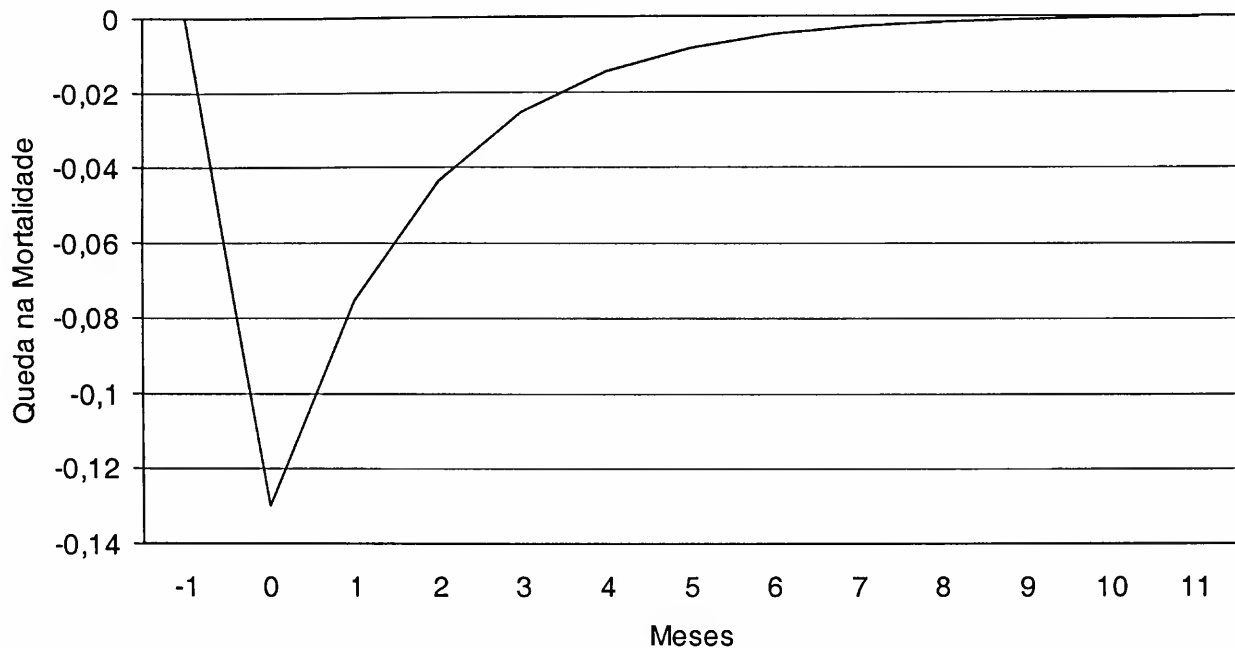


Gráfico 6 A**Modelo de Impacto Permanente: Estimado Versus Observado (Jan-98 a Dez-2000)****Gráfico 6 B****Modelo de Impacto Temporário: Estimado Versus Observado (Jan98 a Dez-2000)**

O Gráfico 7 mostra a simulação da trajetória de redução do impacto do Código de Trânsito sobre a mortalidade ao longo do tempo, conforme estimado pelo Modelo VI. A queda inicial de 13%, no mês zero, não se sustenta, e em menos de um ano a série retorna à sua média pré-intervenção.

Gráfico 7
Simulação da Perda de Eficácia da Lei no Tempo



Os modelos de função de transferência exigem uma checagem adicional. Uma vez que se supõe que a variável explicativa é não correlacionada com o erro do modelo, é preciso testar a existência ou não de correlação entre os resíduos e a variável explicativa. Na prática, testa-se a correlação cruzada entre o resíduo do modelo de função de transferência estimado e o resíduo do modelo ARIMA para a variável explicativa. O Anexo I mostra que não há qualquer evidência de correlação entre as séries que indiquem desrespeito à hipótese de não correlação entre variáveis explicativas e erro.

Tendo em vista que o Código de Trânsito foi aprovado pelo Congresso Nacional em 23 de setembro de 1997, com sua vigência iniciando-se 120 dias após a aprovação, estudou-se, também, a possibilidade de a simples aprovação da lei ter provocado alguma redução da mortalidade antes de sua entrada em vigor. Notícias, publicidade e campanhas educativas patrocinadas por meios de comunicação em torno das novas regras poderiam ter reflexo imediato sobre o comportamento dos motoristas. Assim, aos modelos acima apresentados, acrescentou-se uma nova intervenção, a partir de outubro de 1997. O coeficiente para esta nova intervenção não mostrou significância estatística. Também foi testada a possibilidade de tal influência ter sido defasada no tempo, introduzindo-se a nova intervenção com diferentes *lags* (novembro de 1997 a janeiro de 1998). Também não houve qualquer coeficiente significativo. Isso leva a crer que o Código só produziu efeitos concretos após entrar em plena vigência, ao final de janeiro de 1998.

5 Comentários e conclusões

A principal conclusão do artigo é de que a lei teve efeito apenas temporário na redução da mortalidade no trânsito. Ou seja, as instituições públicas brasileiras não estão sendo capazes de prover, adequadamente, à população o bem público **segurança no trânsito**.

Ainda que o impacto fosse permanente, o seu valor estimado, na faixa de 11%, seria pequeno quando comparado ao impacto de legislações semelhantes implementadas em outros países. O uso obrigatório de cinto de segurança no Reino Unido, instituído em 1983, reduziu em 18% o número de motoristas mortos e em 23% a ocorrência de mortes e ferimentos graves. (Harvey e Durbin, 1986)²² Em Ontário, província do Canadá, a redução foi de 20% no total de mortos. (Abraham, 1987) Em Queensland, Austrália, a queda foi de 46%. (Bhattacharyya e Layton, 1979) Na Califórnia, uma lei de repressão a motoristas alcoolizados diminuiu a mortalidade em 11%. (Ray, 1989)

São dois os motivos para argumentar que uma queda definitiva de 11% (melhor das hipóteses no caso brasileiro) é acanhada, quando comparada com essas outras experiências. Em primeiro lugar, a lei brasileira é mais abrangente que os casos acima. Não se trata de medida pontual, relativa a cinto de segurança ou motoristas alcoolizados, mas de ampla reforma atingindo diversos tipos de comportamento de risco. Em segundo lugar, o Brasil parte de um nível mais alto de mortalidade, havendo, portanto, maior espaço para a queda da mortalidade. Na cidade de São Paulo, por exemplo, o índice de mortalidade em 1997, ano anterior à nova lei de trânsito, era de 20,7 mortos por 100.000 habitantes, contra 4,8 em Nova York, 6,4 em Los Angeles e 9,6 em Chicago.^{23,24}

22 Os passageiros no banco dianteiro também foram beneficiados, com redução de 25% nas fatalidades. Contudo, o estudo indica também um grande aumento no número de mortes de pedestres, ciclistas e passageiros do banco traseiro.

23 Fonte: CET (2000).

24 Por outro lado, pode-se argumentar que a comparação de uma legislação de âmbito nacional (como os casos de Brasil e Reino Unido) com legislações estaduais (casos de Califórnia, Ontário e Queensland) não seria precisa, pois diferentes fatores poderiam estar influenciando nos resultados, tais como área geográfica e homogeneidade da população. Porém não há motivos *a priori* para se esperar uma maior eficácia de legislações locais ou nacionais. Legislações nacionais podem beneficiar-se de economias de escala, como, por exemplo, cadastros nacionais de infrações e multas e a existência de um só código a ser seguido por todos os motoristas do país. Por outro lado, legislações locais podem ser resultado de um consenso da população local sobre a necessidade de se alterar uma dada realidade, o que garantiria maior índice de adesão.

As evidências apontam, portanto, para a necessidade de se investir em outros aspectos institucionais que não a simples edição de leis. O desafio de reforma institucional vivido pela sociedade brasileira, que busca garantir à sua população bens públicos, como estabilidade monetária e fiscal, segurança pública e preservação ambiental, não é apenas de reformular a legislação, mas de criar as condições que induzam o seu cumprimento. Uma adequada estrutura de incentivos e punições, capacidade administrativa para fiscalização, agilidade do poder judiciário, mecanismos de controle dos agentes (fiscais) por seus principais (instituições públicas) para coibir corrupção são fatores que contribuiriam para uma maior eficácia da legislação.

Observações cotidianas indicam que há espaço para se melhorar a eficácia no cumprimento do Código de Trânsito. Segundo levantamento do Departamento Nacional de Trânsito, até abril de 2000 mais de 230 mil motoristas já haviam ultrapassado o limite de 20 pontos no *ranking* de infrações, mas apenas 12 mil tiveram seu direito de dirigir cassado. A maioria dos Estados, sem capacidade administrativa para chegar até o motorista infrator, limita-se a publicar uma relação com o nome dos motoristas, esperando que eles se apresentem voluntariamente para entregar suas carteiras de habilitação. A Companhia de Engenharia de Tráfego do Município de São Paulo (CET, 2000) admite que o crescimento de mortalidade ocorrido em 1999 na cidade, da ordem de 8%, “*seja decorrente do descrédito às suspensões das carteiras de habilitação após a pontuação negativa do motorista atingir 20 pontos.*” (p. 7)

O elevado valor das multas estimulou o surgimento de uma indústria de recursos administrativos e judiciais para sustar o pagamento das penalidades. O Estado do Rio de Janeiro, por exemplo, suspendeu, em maio de 2000, a cassação do direito de dirigir de motoristas com excessivo número de multas, por não ter tido condições de julgar 50 mil recursos impetrados contra multas aplicadas nas estradas estaduais.²⁵

Na cidade de São Paulo, até março de 2001, apenas 10% dos 18 mil motoristas com excesso de infrações havia feito o curso obrigatório de reciclagem. Somente em 2002 está sendo posto em prática o sistema de informação que permite que os motoristas multados fora do Estado de registro do veículo venham a receber a fatura de suas infrações. A corrupção de agentes de fiscalização de trânsito e de funcionários administrativos dos departamentos de trânsito, embora não quantificada, parece ser um problema endêmico que também desestimula o cumprimento da lei.

25 Jornal *O Globo* (25/5/2000).

Certamente, idiosincrasias como estas não são exclusivas das instituições relacionadas à política de trânsito, e podem vir a ser fatores determinantes na eficácia das políticas públicas em geral e, em particular, das leis voltadas a garantir bens públicos à sociedade brasileira.

Referências bibliográficas

- Abraham, B. Intervention analysis and multiple time series. *Biometrika*, v. 67, n. 1, p. 73-78, 1980.
- _____. Application of intervention analysis to a road fatality series in Ontario. *Journal of Forecasting*, v. 6, n. 3, p. 211-219, 1987
- Banco Mundial. *Beyond the Washington Consensus: institutions matter*. Washington, D.C.: The World Bank, 1998.
- Brunetti, A.; Kisunko, G.; Weder, B. Credibility of rules and economic growth. *Policy Research Working Paper* n. 1760. Washington D.C.: The World Bank., 1997
- Becker, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, n. 76, p. 169-217
- Bhattacharyya, M. N., Layton, A. P. Effectiveness of seat belt legislation on the Queensland road toll - an Australian case study in intervention analysis. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 3, p. 596-603, set. 1977
- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. 2ª ed., Holden Day, 1976.
- Box, G. E. P.; Tiao, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of American Statistical Association*, v. 70, p. 70-79, mar. 1975.
- Brasil, IBGE. *Pesquisa mensal de emprego: 1990-99*.
- Granger, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37. p. 424-438, 1969.
- Harvey, A. C., Durbin, J. The effects of seat belt legislation on British road casualties: a case study in structural time series modelling. *Journal of The Royal Statistical Society*, 149, Part. 3, p. 187-227, 1986.

- Laffont, J. J. *Fundamentals of public economics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.
- Liu, L-M., Hudak, G. B., Box, G. E. P., Mueller, M. E., Tiao, G. C. *Forecasting and time series analysis using the SCA statistical system*. Oak Brook, IL. Scientific Computing Associates, 1992.
- Município de São Paulo, CET - Companhia de Engenharia de Tráfego do Município de São Paulo. *Fatos e estatísticas de acidentes de trânsito em São Paulo - 2000*.
- Narayan, J., Considine, J. Intervention analysis to assess the impact of price changes on ridership in a transit system: a case study. *Logistics & Transportation Review*, v. 25, n. 1, p. 53-61, 1989.
- North, D. *Institutions, institutional change and economic performance*. New York: Cambridge University Press, 1990.
- Ray, S. C. Legal control of drunken driving: a time series study of California data. *International Journal of Forecasting* v. 5, p. 515-522, 1989.
- Pankratz, A. *Forecasting with dynamic regression models*. Wiley, 1991.
- Tiao, G. C. Autoregressive moving average models, intervention problems and outlier detection in time series. In: Hannan, E. J.; Krishnaiah, P. R.; Rao, M. M. (eds.), *Handbook of statistics*, v. 5. Elsevier Science Publishers, 1985, p. 85-118.
- Tserkezos, E. D. Forecasting residential electricity consumption in Greece using monthly and quarterly data. *Energy Economics*, v. 14, n. 3, p. 226-232, jul. 1992.
- Vandaele, W. *Applied time series analysis*. Academic Press, 1983.
- Wei, W. W. S. *Time series analysis: univariate and multivariate methods*. Redwood City: Addison-Wesley, 1990.
- Williamson, O. The new institutional economics: taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, n. 38, p. 595-613, 2000.

Anexo I

**Modelos SARIMA e Estatísticas de Diagnóstico para as Séries de Renda Real,
Venda de Motocicletas e Produção de Bebidas**

	Renda	Produção de Bebidas	Venda Motocicletas
Constante		4,65 (108,6)	
θ_1	0,202 (2,27)		
θ_2	0,289 (3,43)		
Φ_1	0,365 (5,55)		
ϕ_1		0,65 (8,58)	-0,217 (2,47)
ϕ_2			-0,226 (2,57)
Φ_1		0,34 (3,48)	0,400 (4,99)
	Renda	Produção de Bebidas	Venda Motocicletas
Ljung-Box Q(12)*	7,1*	13,2***	2,9*
Ljung-Box Q(24)**	14,6**	22,5****	15,9**
Estatística t para a média do resíduo = 0	1,2	0,0	1,08
σ^2_e	0,01302	0,09761	0,2373
Soma dos Quadrados dos Resíduos	0,15494	0,10054	0,27762
Coef. de autocorr. De 1ª ordem da 1ª dif do resíduo	-0,48	-0,50	-0,50

* Valor Crítico = 16,9 (Distribuição χ^2 com 9 graus de liberdade).

** Valor Crítico = 32,7 (Distribuição χ^2 com 21 graus de liberdade).

*** Valor Crítico = 18,3 (Distribuição χ^2 com 10 graus de liberdade).

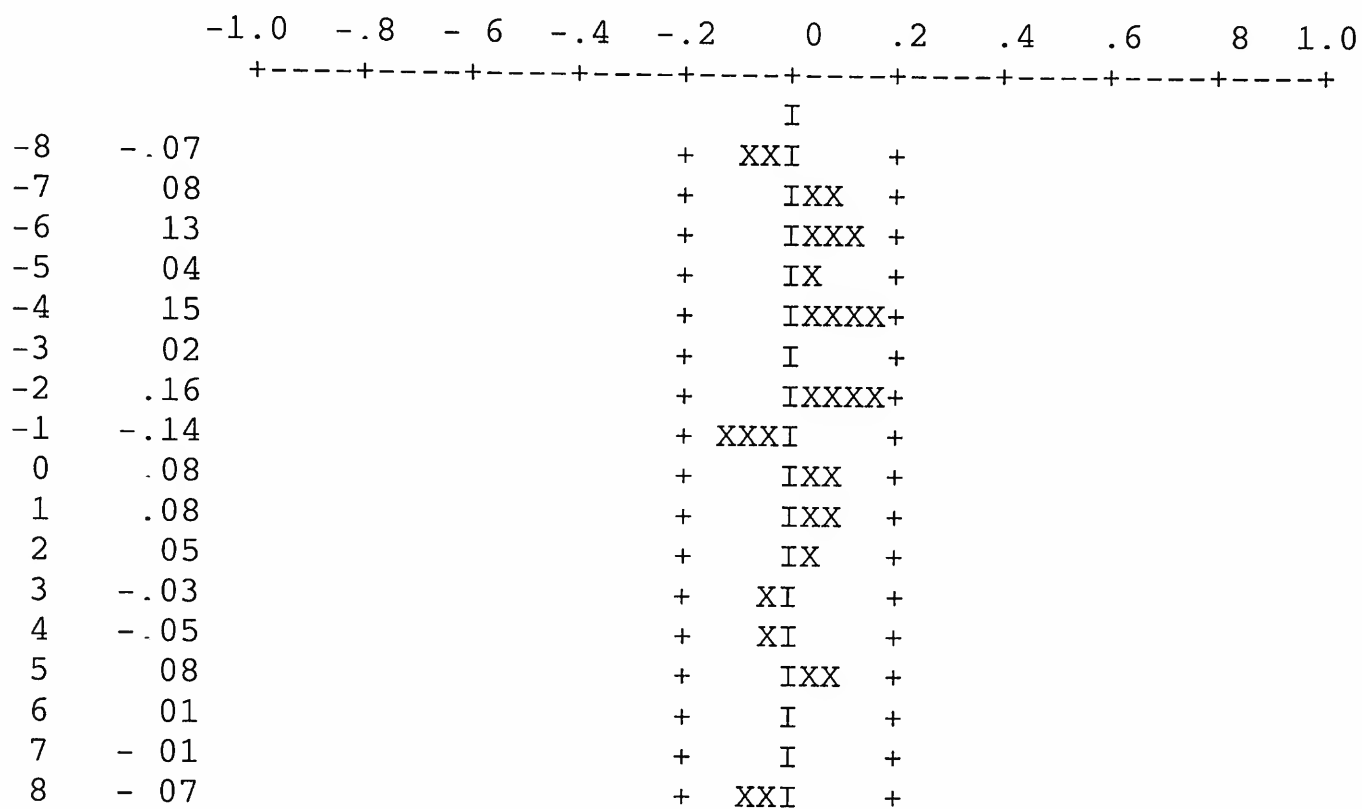
**** Valor Crítico = 33,9 (Distribuição χ^2 com 22 graus de liberdade).

Função de Correlação Cruzada entre o Resíduo de Modelo SARIMA (0,1,2)x(1,0,0)₁₂ (RR) para a Variável Renda Real e o Resíduo do Modelo VI (R-VI)

CORRELATION BETWEEN RR AND R-VI IS 08

CROSS CORRELATION BETWEEN					R-VI (T)	AND	RR (T-L)
1- 8	.08	.05	-.03	- 05	08	01	- 07
ST.E.	09	09	09	09	10	.10	10 .10

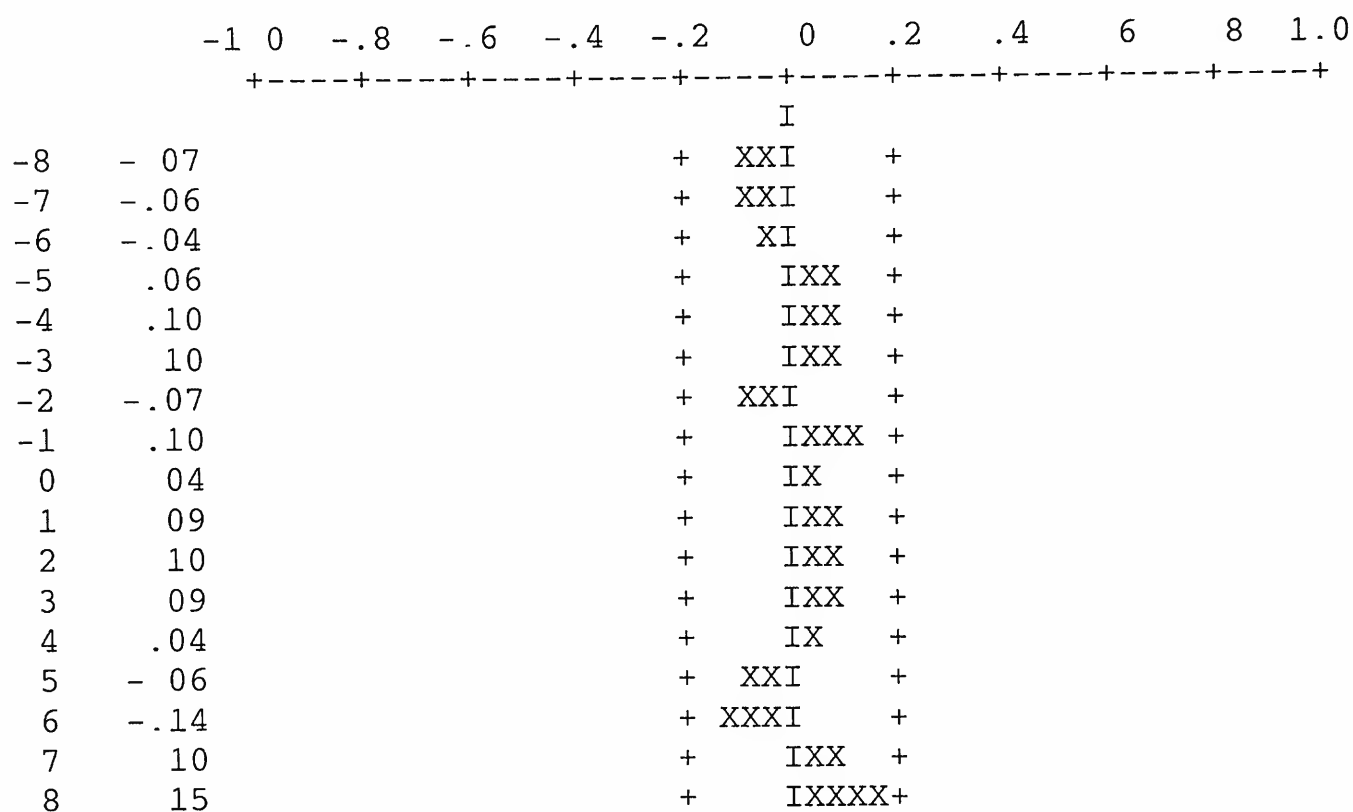
CROSS CORRELATION BETWEEN					RR (T)	AND	R-VI (T-L)
1- 8	-.14	16	02	15	04	13	08 -.07
ST.E.	09	09	09	09	.10	10	10 10



Função de Correlação Cruzada entre o Resíduo de Modelo SARIMA (2,1,0)x(1,0,0)₁₂ (RVD) para a Variável Venda de Motocicletas e o Resíduo do Modelo VI (R-VI)

CORRELATION		BETWEEN				RVD	AND	R-VI IS	04
CROSS CORRELATION BETWEEN						R-VI (T)	AND	RVD (T-L)	
1- 8	09	10	09	04	-.06	-.14	10	.15	
ST.E.	09	09	09	.09	10	.10	10	.10	

CROSS CORRELATION BETWEEN						RVD (T)	AND	R-VI (T-L)
1- 8	10	-.07	.10	10	.06	-.04	-.06	-.07
ST E.	09	09	09	09	10	.10	10	10



Função de Correlação Cruzada entre o Resíduo de Modelo SARIMA (1,0,0)x(1,0,0)₁₂ (RB) para a Variável Produção de Bebidas e o Resíduo do Modelo VI (R-VI)

CORRELATION BETWEEN RB AND R-VI IS 02

CROSS CORRELATION BETWEEN R-VI (T) AND RB(T-L)

1- 8	- 02	08 - 04	07	06	-.11	05	07
ST.E.	.10	10 10	10	.10	10	.11	.11

CROSS CORRELATION BETWEEN RB(T) AND R-VI (T-L)

1- 8	- 02 - 07	18	07	09	-.01	14	-.16
ST.E.	.10 10	10	.10	10	.10	.11	.11

-1 0 -.8 - 6 - 4 -.2 0 .2 .4 6 .8 1 0
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

