

Tabela 3

**Principais Resultados dos Modelos de Estimação do Valor do Frete Praticado para o Transporte Rodoviário de Soja a Granel, com Origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, nos Períodos de Safra dos Anos de 1998 a 2000 (os valores entre parênteses referem-se aos testes *t*)**

Variável/ Estatísticas	GO 1998	GO 1999	GO 2000	MT 1998	MT 1999	MT 2000	PR 1998	PR 1999	PR 2000
Constante	6,107 (9,800)*	5,798 (10,440)*	7,635 (10,599)*	9,429 (4,332)*	13,662 (7,652)*	11,325 (7,661)*	1,716 (1,991)	3,708 (2,952)*	3,120 (8,849)*
Distância	0,040 (21,401)*	0,040 (22,724)*	0,035 (19,410)*	0,039 (22,226)*	0,036 (22,401)*	0,034 (22,506)*	0,054 (45,315)*	0,054 (66,650)*	0,046 (29,092)*
Via	-3,068 (-2,946)*	0,780 (0,663)	-1,929 (-1,382)	-1,827 (-1,579)	-0,258 (-0,197)	2,377 (1,478)	4,882 (3,872)*	1,963 (1,288)	2,347 (3,397)*
Pedágio	1,008 (2,776)*	1,425 (2,803)*	1,165 (3,258)*	0,938 (2,509)*	1,596 (2,751)*	1,817 (2,238)*	-1,175 (-2,221)**	-0,349 (-1,077)	-0,229 (-0,660)
Retorno	-4,959 (-1,842)	-4,312 (-0,982)	-2,670 (-1,024)	2,131 (0,539)	1,682 (0,548)	0,711 (0,125)	-0,602 (-2,250)	2,847 (1,985)**	3,510 (2,417)*
<i>F</i>	616,6	467,1	218,5	413,589	473,0	312,5	342,7	628,1	243,0
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,9610	0,9125	0,8964	0,9008	0,8763	0,9144	0,9737	0,9824	0,9025
Durbin-Watson	1,139	1,786	1,606	1,951	1,655	1,842	1,766	2,512	1,528
Nº obs.	105	184	106	187	272	122	42	50	110

\* nível de significância de 1%.

\*\* nível de significância de 5%.

De acordo com a Tabela 3, a estatística *F* de todas as regressões apresentou um valor bastante elevado, o que indica que pelo menos um dos coeficientes estimados é diferente de zero, o que, por consequência, aponta que pelo menos uma das variáveis explicativas selecionadas é significativa para o modelo. A significância dos testes *F* era esperada, uma vez que pelo menos a variável distância tem uma relação bastante clara com os valores fixados para os fretes. Portanto, não serão tecidas novas análises sobre o teste *F*, evitando-se a redundância dos comentários. Para todas as equações, os coeficientes de determinação *R*<sup>2</sup> também foram altos, variando de 0,8763, para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso em 1999, até 0,9824, para a equação do Paraná, no ano de 1999.

Esses resultados mostram que as variáveis utilizadas explicam mais do que 85% das variações nos valores observados, o que é bastante representativo, trazendo indícios da boa especificação dos modelos.

De modo geral percebe-se, pela análise da Tabela 3, que aqueles fatores que podem ser avaliados pelos demandantes com maior facilidade, como os gastos adicionais com combustível nos percursos mais longos, representados pela variável  $DISTANCIA_{ij}$ , ou os gastos com pedágios, são normalmente considerados na definição dos fretes durante a safra, independentemente da origem da carga ou do ano da observação.

Percebe-se, assim, que a variável  $DISTANCIA_{ij}$  foi significativa em todas as equações, e a variável  $PEDAGIO_{ij}$  foi significativa em sete das nove equações estimadas, sendo que uma delas apresentou sinal contrário ao esperado. Analisando-se todos os coeficientes calculados para a variável  $DISTANCIA_{ij}$  apresentados na Tabela 3, percebe-se que para todos os estados estudados e para todos os anos (1998 a 2000) os coeficientes calculados apresentaram ordens de grandeza bastante similares, mesmo que estatisticamente diferentes, o que demonstra que independente de outros fatores que possam influenciar a fixação dos preços dos fretes, a variável  $DISTANCIA_{ij}$  tem um peso bastante similar em todos os casos.

Em valores reais, isso significa que, para cada quilômetro percorrido, esse fator agregou ao preço do frete o montante de R\$ 0,034, no caso das movimentações com origem no Mato Grosso, durante a safra de 2000, até R\$ 0,054, tal como nas movimentações com origem no Paraná, nas safras de 1998 e 1999. No caso específico de Goiás, como esperado, os coeficientes estimados para a variável  $DISTANCIA_{ij}$  também foram positivos e significativos. A estimação desses coeficientes apresentou valores um tanto semelhantes para essas três equações, 0,040, 0,040 e 0,035 para os anos de 1998, 1999 a 2000, respectivamente, sinalizando, a princípio, que aparentemente não houve uma diferença acentuada na definição dos fretes entre esses anos, em se tratando de cargas originadas em Goiás.

Por outro lado, as equações que representaram as movimentações nos períodos de safra com origem em Goiás nos anos de 1998 e 1999 apresentaram coeficientes exatamente iguais (0,040) e maiores do que aquele estimado para o ano de 2000 (0,035), o que pode ter ocorrido em razão das oscilações da demanda por serviços de transporte naqueles anos, e que proporcionou diferentes graus de poder de barganha entre os agentes nos diferentes anos, reduzindo ou elevando a participação da influência de certos fatores, como das condições de tráfego das rodovias, sobre os preços dos fretes praticados.

No modelo especificado para as movimentações com origem em Goiás no ano de 1998, por exemplo, o coeficiente da variável  $VIA_{ij}$  foi significativo e igual a  $-3,068$ , o que não ocorreu nos modelos especificados para as duas safras subseqüentes. Esse fenômeno indica que durante o ano de 1998 os transportadores que partiram de Goiás tendiam a cobrar menos para efetuar movimentações através de vias em boas condições de utilização, o que,

diferentemente do que muitos defendem, demonstra que o transportador tem consciência dos maiores custos operacionais que decorrem da utilização de vias malconservadas, estando dispostos a priorizar os melhores percursos.

Entretanto, o que parece ocorrer muitas vezes é que nos momentos em que outros fatores reduzem as margens de lucro, tal como o início da cobrança de pedágios, os transportadores se sentem menos confortáveis em considerar fatores menos palpáveis, como a diferença de custos operacionais decorrentes da utilização de vias em diferentes estados de conservação. Junta-se a isso o fato de que, para as movimentações com origem em Goiás no período analisado, a variável  $PEDAGIO_{ij}$  foi significativa para os três anos de safra, sendo que os coeficientes estimados para essa variável foram positivos, o que indica uma tendência de os transportadores cobrarem diferentemente nas movimentações em estradas com pedágios, em comparação com aquelas que não apresentam essas praças de cobrança, implicando fretes mais elevados para transitar em estradas pedagiadas.

É interessante notar que, apesar da relevância da variável  $PEDAGIO_{ij}$  para qualquer um dos três períodos, a grandeza do coeficiente estimado para o ano de 1998, 1,008, é diferente dos valores dos coeficientes estimados para os anos de 1999 e 2000, que foram 1,425 e 1,165, respectivamente. Essa característica pode estar associada ao fato de que o processo de concessão de estradas começou a ser mais intenso a partir de 1997, sendo que, com exceção do Estado de São Paulo, onde o governo mantinha diversas praças antes de privatizar as rodovias, a maioria dos estados apresentava um número reduzido de postos de cobrança de pedágio.

Desta forma, em 1998, grande parte das concessões era incipiente, sendo que algumas praças de pedágio hoje em operação, ou ainda não estavam em funcionamento naquela época ou observavam menores tarifas que as atuais. Esses e outros fatores podem ter contribuído para que a importância da existência de pedágio tenha sido menor em 1998, o que se reflete nos coeficientes estimados. Essa pressão relativamente menor dos pedágios no ano de 1998 pode também ter contribuído para que os transportadores goianos tivessem uma certa margem para considerar outros fatores para definição dos valores dos fretes, o que está sinalizado pela significância do coeficiente estimado para a variável  $VIA_{ij}$  apenas em 1998.

Ainda com relação às movimentações com origem no Estado de Goiás durante as safras de 1998 a 2000, percebe-se que, mesmo considerando que os valores encontrados para os coeficientes da variável  $DISTANCIA_{ij}$  sejam similares, as equações são estatisticamente diferentes, sendo que a equação estimada para o ano de 1998 tem uma composição mais complexa que aquelas estimadas para os anos de 1999 e 2000, isto é, o mecanismo de definição dos valores dos fretes em 1998 obedeciam a regras bastante distintas daquelas

consideradas nos anos de 1999 e 2000, uma vez que outros fatores, como o tipo da via utilizada, eram relevantes.

Com referência às equações estimadas para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso, para todos os três anos (1998, 1999 e 2000), os coeficientes de determinação encontrados também foram altos, sendo equivalentes a 0,9008, 0,8763 e 0,9144, respectivamente, o que indica que no caso de 1998, por exemplo, as variáveis utilizadas explicam cerca de 90% das variações nos valores dos fretes observados. Com relação à variável  $DISTANCIA_{ij}$ , a mesma foi representativa nos três modelos, sendo que os coeficientes calculados para os três anos foram equivalentes a 0,039 (1998), 0,036 (1999) e 0,034 (2000). Isto indica que em 1999, por exemplo, os transportadores cobraram, em média, cerca de R\$ 0,036, em termos reais, por quilômetro adicional rodado, todo o resto mantido constante.

Para os três modelos (1998, 1999 e 2000) estimados para as movimentações de safra com origem no Estado de Mato Grosso, a variável  $PEDAGIO_{ij}$  foi significativa e apresentou uma relação direta com a variável dependente, de forma similar a Goiás, o que indica que o valor do frete tende a ser relativamente maior quanto maior o número de pedágios na via utilizada. Para essa variável, os coeficientes encontrados nas equações geradas para o Estado de Mato Grosso foram iguais a 0,938 em 1998, 1,596 para 1999 e 1,817 para 2000.

Assim, ao se analisar o conjunto de dados especificados para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso, a variável  $PEDAGIO_{ij}$  atuou de maneira distinta na safra de 1998 relativamente às safras de 1999 e 2000, sendo que o coeficiente calculado para os dois últimos anos foi maior, fenômeno que pode estar relacionado ao aumento do número das praças de pedágios nos últimos anos, conforme citado anteriormente.

Uma similaridade entre os mecanismos de formação dos valores de frete praticados nos dois Estados (GO e MT) é a relevância das variáveis que representam a distância percorrida ( $DISTANCIA_{ij}$ ) e o número de praças de pedágios ( $PEDAGIO_{ij}$ ). Isto se dá pelo fato de que foram as únicas variáveis representativas entre aquelas consideradas no modelo, para todos os três anos, em detrimento de outras variáveis, como as associadas à possibilidade de se obter carga de retorno nos percursos com destino aos portos e às condições das vias utilizadas, exceto para as movimentações com origem em Goiás na safra de 1998, em que a variável  $VIA_{ij}$  mostrou-se significativa.

Por outro lado, o fato de a variável  $RETORNO_j$  não se mostrar significativa em nenhum dos anos para os Estados de MT e GO denota, primeiramente, que os portos não são indicados como destinos diferenciados quanto à possibilidade de se conseguir carga de retorno durante a safra. Com isto, assume-se que os transportadores que partem de Goiás e

Mato Grosso, nessa época do ano, são indiferentes quanto ao destino das movimentações que efetuam, podendo envolver os portos ou não. Esse resultado não indica necessariamente que os transportadores desconsideraram a possibilidade de se obter carga de retorno na composição dos preços de frete, mas apenas que as cidades portuárias não são apontadas como possíveis pontos de obtenção dessas cargas. Pode ocorrer, talvez, que outros destinos sejam identificados por essa característica, fenômeno que não pôde ser melhor explorado pela especificação do modelo utilizado neste trabalho.

Os resultados das equações estimadas para as movimentações de soja, nos períodos de safra de 1998 a 2000, no Estado do Paraná, assim como no caso dos outros dois Estados (GO e MT), apresentaram coeficientes de determinação  $R^2$  bastante representativos: 0,9737 (1998), 0,9824 (1999) e 0,9025 (2000), o que reitera a boa especificação dos modelos. Esses resultados mostram que para a safra de 1998 cerca de 97% das variações nos valores utilizados são explicados pelo modelo proposto, sendo que esse percentual é equivalente a 98% para a safra de 1999 e 90% para a safra de 2000. Como esperado, os coeficientes da variável  $DISTANCIA_{ij}$  também foram significativos e positivos, apresentando valores iguais a 0,054 (1998), 0,054 (1999) e 0,046 (2000).

Nota-se que, diferentemente do que ocorre com as movimentações com origem nos Estados de Goiás e Mato Grosso, em que os resultados obtidos mostraram uma certa similaridade com relação às principais variáveis que influenciam a definição dos preços dos fretes, e na relação (direta ou indireta) que esses fatores têm com a variável dependente, no caso do Paraná, observaram-se algumas particularidades substanciais. Isso ocorre principalmente porque as observações utilizadas para o Estado do Paraná são essencialmente intra-estaduais, fazendo com que os transportadores desse estado sejam mais sensíveis às ocorrências que possam vir a influenciar a matriz de transporte estadual.

Diferentemente do observado nos Estados de Mato Grosso e Goiás, no caso do Paraná os coeficientes gerados para a variável  $VIA_{ij}$  nos anos de safra de 1998 e 2000 foram significativos a um nível inferior a 1%. Os coeficientes gerados para a variável  $VIA_{ij}$  nas equações estimadas para o Paraná, quando significativos (safra de 1998 e 2000), apresentaram valores positivos (seria mais razoável o sinal negativo, tal como observado em 1998 para GO), fenômeno para o qual não se encontrou justificativa plausível.

Ainda para o Estado do Paraná, de acordo com a Tabela 3, para a equação gerada para as movimentações da safra de 1998, diferentemente dos demais anos, a variável  $PEDAGIO_{ij}$  aparece como significativa, sendo que o coeficiente estimado é equivalente a -1,175. A relação inversa dessa variável com a variável explicada pode ter por justificativa um fenômeno já abordado no presente trabalho. As rodovias no Estado do Paraná foram privatizadas



simultaneamente no final do ano de 1997, sendo que o processo de implementação de praças de pedágio nessas rodovias foi gradativo. Muitas praças foram construídas durante o ano de 1998, mas entrando em operação apenas nos últimos meses daquele ano.

Desta forma, pode-se inferir que durante a safra de 1998, representada por observações referentes aos meses de março e abril (início do ano), o mercado de frete para soja não foi afetado diretamente pela existência de pedágios.

Outra particularidade dos resultados obtidos para o Estado do Paraná é o fato de as equações que representam as safras de 1999 e 2000 apresentarem, para a variável  $RETORNO_j$ , coeficientes equivalentes a 2,847 e 3,510, respectivamente, o que indica a existência de uma relação direta entre os fretes praticados no estado nesses períodos e as cargas com destino aos portos. Lembrando que a soja com origem no Paraná dirigida à exportação tem como destino quase que exclusivo o porto de Paranaguá, tal resultado indica que os transportadores, em 1999 e 2000, tenderam a cobrar um adicional de cerca de R\$ 2,847/t (1999) e R\$ 3,510/t (2000), em termos reais, para transportar a soja para esse destino. Esse fato pode ser explicado pelo crescimento da produção de soja nos últimos anos e a canalização de boa parte da produção para o mercado externo, o que tem sobrecarregado a capacidade de embarque dos portos, especialmente do porto de Paranaguá, principal porto de embarque de grãos do Brasil.

Segundo Baumer (2001), mesmo que tenham sido investidos cerca de R\$ 13 milhões no porto de Paranaguá durante o ano de 2000, o que permitiu a ampliação em 50% da capacidade de embarque (de 6 mil t/hora em 2000 para 9 mil t/hora em 2001), as filas de espera para que os caminhoneiros possam descarregar ultrapassam 50 quilômetros durante a safra, mesmo com o porto trabalhando 24 horas por dia. Já de acordo com Stuaní (2001), as filas de caminhões no dia 10 de abril de 2001, no porto de Paranaguá, ultrapassavam 100 quilômetros, sendo que, segundo a autora, as exportações pelo porto cresceram 50% em relação ao ano anterior (também em razão da greve de Santos), o que reforça a tendência de canalização das exportações nos últimos anos e que, mesmo com investimentos, o aumento da demanda por embarques tem sido maior que os ganhos de eficiência.

Assim, é compreensível que os transportadores paranaenses tenham requerido melhores fretes para transportar a soja com destino a Paranaguá, pois a maior lentidão para efetuar o descarregamento dos grãos reduz a produtividade na atividade de transporte. De qualquer forma, a maior diversidade nas equações que representaram as movimentações nos períodos de safra sob estudo com origem no Estado do Paraná indica que os transportadores que atuam nesse estado são mais sensíveis às mudanças no ambiente em que atuam que seus colegas que movimentam soja a granel com origem nos Estados de Goiás e Mato Grosso.

### 3.2 Estimativas para os períodos de entressafra

A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos na estimação dos modelos relativos às movimentações de soja durante as entressafras de 1998/1999, 1999/2000 e 2000/2001, para cada um dos estados de origem estudados.

**Tabela 4**  
**Principais Resultados dos Modelos de Estimação do Valor do Frete Praticado para o Transporte Rodoviário de Soja a Granel, com Origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, nas Entressafras de 1998/1999, 1999/2000 e 2000/2001**

Variável/ Estatísticas	GO 98/99	GO 99/00	GO 00/01	MT 98/99	MT 99/00	MT 00/01	PR 98/99	PR 99/00	PR 00/01
Constante	2,456 (6,746)*	2,708 (5,583)*	4,431 (13,622)*	11,067 (10,491)*	9,735 (9,863)*	4,659 (3,473)*	-6494 (-26,256)*	-1,881 (-6,690)*	2,088 (1,346)
Distância	0,046 (35,661)*	0,046 (25,817)*	0,040 (33,567)*	0,031 (29,053)*	0,031 (19,273)*	0,032 (26,950)*	0,054 (79,487)*	0,045 (102,276)*	0,044 (73,442)*
Via	-0,808 (-1,134)	-0,655 (-0,551)	0,707 (1,151)	-1,994 (-1,932)	0,330 (0,287)	2,810 (1,944)	11,355 (5,589)*	7,257 (3,709)*	-0,421 (-0,235)
Pedágio	-0,440 (-1,042)	-0,129 (-0,318)	0,416 (2,364)*	0,354 (0,846)	1,742 (3,747)*	0,963 (1,571)	-1,423 (-2,094)	-0,363 (-0,707)	0,139 (0,549)
Retorno	1,260 (0,433)	-2,018 (-0,502)	-0,950 (-0,752)	-1,408 (-0,526)	-2,866 (-1,551)	4,375 (0,919)	1,788 (0,709)	-0,058 (-0,045)	-0,492 (-0,397)
F	858,7	407,3	852,0	435,9	690,7	189,2	394,5	710,4	265,1
R <sup>2</sup>	0,9586	0,9520	0,9687	0,9488	0,9725	0,9164	0,9887	0,9926	0,9532
Durbin-Watson	0,982	1,553	1,387	1,419	1,563	1,966	1,891	1,400	1,873
Nº obs.	153	87	115	99	83	74	23	22	57

\* nível de significância de 1%.

Conforme mencionado, para todos os modelos especificados foram analisadas as estatísticas *Durbin-Watson* (vide penúltima linha da Tabela 4), sendo que para as equações que representaram as movimentações de entressafra no Estado de Goiás em 1998/1999 e 2000/2001, Mato Grosso em 1998/1999 e 1999/2000, e Paraná em 1999/2000, os testes apontaram para a rejeição da hipótese de existência de autocorrelação positiva de primeira ordem entre os resíduos a um nível de significância de 5%. Já para as equações de entressafra de Goiás 1999/2000 e Paraná 1999/2000, os resultados ficaram dentro da zona de indecisão, ou melhor, são inconclusivos, para o mesmo nível de significância, diferentemente dos

resultados obtidos para as equações de entressafra das cargas com origem no Estado do Mato Grosso em 2000/2001, Paraná em 1998/1999 e 2000/2001, que indicaram que não se pode rejeitar a hipótese de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, ao mesmo nível de significância.

Diferentemente dos resultados obtidos para o período de safra, a Tabela 4 mostra que as observações selecionadas para representar a entressafra apresentaram a influência de um leque menos diversificado de fatores. A maioria das equações estimadas apresentou a significância quase exclusiva da distância na composição dos valores dos fretes. Este resultado indica que, independentemente do estado de origem e do ano estudado, a brusca redução na demanda por serviços de transportes rodoviários de cargas, durante a entressafra da soja, impede que os transportadores incluam nos preços praticados a influência de outros fatores importantes na atividade que são considerados em situações menos adversas, como a existência de praças de pedágio.

Como pode ser observado na Tabela 4, as três equações que representam os períodos de entressafra para a soja movimentada com origem em Goiás apresentaram a variável  $DISTANCIA_{ij}$  como representativa para todos os anos, sendo os coeficientes calculados iguais a 0,046 (1998/1999), 0,046 (1999/2000) e 0,040 (2000/2001). Já para os modelos estimados para o Estado de Mato Grosso, a variável  $DISTANCIA_{ij}$  apresentou coeficientes iguais a 0,031 para 1998/1999, 0,031 para 1999/2000 e 0,032 para 2000/2001.

Vale ressaltar que os coeficientes calculados para a variável  $DISTANCIA_{ij}$ , nos períodos de safra para as movimentações originadas em Goiás, foram menores que os mesmos coeficientes calculados nas entressafras do mesmo ano, ou seja, os coeficientes da variável  $DISTANCIA_{ij}$  para a safra de 1998 e 1999 foram iguais a 0,040, e para 2000, 0,035, enquanto que nas entressafras de 1998/1999 e 1999/2000 os coeficientes calculados foram iguais a 0,046, e 0,040 na entressafra de 2000/2001.

Enfim, o que se observa é que a sazonalidade da demanda por serviços de transportes rodoviários de grãos teve uma influência direta sobre a composição de variáveis na definição dos preços dos fretes praticados, o que pode ser observado com a análise do comportamento da variável  $PEDAGIO_{ij}$ , por exemplo. Diferentemente do que ocorreu para os modelos especificados para o período de safra, durante a entressafra a variável  $PEDAGIO_{ij}$  foi significativa apenas para as movimentações com origem no Estado de Mato Grosso no período de 1999/2000, e com origem em Goiás, na entressafra de 2000/2001.

Para as cargas originadas do Paraná, é interessante observar o comportamento da variável  $DISTANCIA_{ij}$  ao longo do tempo. Para este Estado, os coeficientes estimados para essa



variável nas safras de 1998 e 1999 e para a entressafra de 1998/1999 foram iguais a 0,054, o que indica que, durante metade do período sob estudo, para cada quilômetro de percurso com origem no Paraná foi adicionado, em média, R\$ 0,054 ao frete, em termos reais, todo o resto mantido constante. Por outro lado, a partir da entressafra de 1999, os coeficientes estimados para essa variável foram 0,045 para a entressafra de 1999/2000, 0,046 para a safra de 2000 e 0,044 para a entressafra de 2000/2001, sinalizando uma mudança no comportamento do preço do frete, de forma que a partir da entressafra de 1999/2000 a distância percorrida passou a contribuir menos, em termos reais, na composição dos valores dos fretes rodoviários de soja com origem no Paraná.

Por fim, as equações que representam as entressafras de 1998/1999 e 1999/2000 no Paraná indicaram como representativos, a um nível de significância de 1%, os coeficientes calculados para a variável  $VIA_{ij}$ , 11,355 e 7,257, respectivamente, o que reconfirma o comportamento encontrado para as equações que representaram os períodos de safra nos anos de 1998 e 2000 para esse mesmo estado.

#### 4 Conclusões

O presente artigo procurou identificar a influência de certos fatores na composição dos valores dos fretes praticados para transporte de cargas agrícolas no Brasil, com foco na soja em grãos.

A revisão bibliográfica mostrou que fatores como distância percorrida, possibilidade de obtenção de carga de retorno, sazonalidade da demanda por transporte, especificidade da carga transportada e do veículo utilizado, vias utilizadas, pedágios e fiscalização, aspectos geográficos (preferência por determinados percursos), prazo de entrega, tempo de carga e descarga, perdas e avarias podem influenciar nessa composição. A literatura consultada indicou que vários autores têm estudado o assunto, utilizando-se principalmente de abordagens econométricas.

Valendo-se de um modelo de regressão linear múltipla, estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários, procurou-se identificar a influência de alguns desses fatores para a composição dos fretes rodoviários de soja a granel com origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, entre 1998 e 2001.

Os resultados obtidos indicam que, para os conjuntos de dados utilizados, referentes ao transporte de soja a granel com origem nos Estados de Goiás, Mato Grosso e Paraná, durante as safras de 1998 a 2000 e as entressafras de 1998/1999 a 2000/2001, a distância

percorrida foi um fator fundamental para a composição dos preços dos fretes praticados, independentemente do período e origem das cargas. Porém o valor do frete nesses percursos, em alguns momentos, em maior ou menor grau, foi influenciado por fatores secundários, tais como: a existência de praças de pedágios em algumas rodovias, o tempo de descarregamento nos portos, sazonalidade da demanda por transporte e as condições das vias utilizadas. Fatores como a especificidade da carga transportada e do veículo utilizado, perdas e avarias, entre outros, não puderam ser avaliados. A influência da sazonalidade da demanda por serviços de transporte de soja a granel ficou evidente nas diferenças das especificações das equações propostas para os períodos de safra e as equações propostas para os períodos de entressafra.

No caso das cargas com origem em Goiás, por exemplo, a condição das rodovias parece ter sido um diferencial durante a safra de 1998, o que sinaliza que os transportadores estão atentos às diferenças de custos operacionais decorrentes do tráfego em vias com estados de conservação diferentes. Talvez em razão do aumento das praças de pedágios após 1998, devido às concessões de rodovias brasileiras, essa preferência não foi expressa nas safras subseqüentes, diferentemente do próprio pedágio que, no caso de Goiás, cresceu de importância na determinação dos valores dos fretes, bem como no Estado de Mato Grosso, nas observações referentes às safras de 1998 a 2000, e no Estado do Paraná, na safra de 1998.

Outra importante conclusão é que mesmo que as variáveis relevantes nos modelos especificados sejam muitas vezes similares, a atividade de transporte é bastante regionalizada, sendo que existem diferenças qualitativas entre os mercados de transportes de Goiás, Mato Grosso e Paraná, o que justifica a realização de estudos individualizados para cada um desses mercados.

Os resultados pouco esclarecedores obtidos a partir das equações estimadas para as cargas com origem no Paraná indicam não somente a existência de mecanismos de formação de preços de fretes distintos quando comparados aos Estados de Goiás e Mato Grosso, mas também ressalta a necessidade da utilização de tratamentos estatísticos distintos para cada caso.

As diferentes interações entre demanda e oferta de serviços de transportes para grânéis sólidos agrícolas, ao longo do tempo, parecem contribuir também para que alguns fatores tenham pesos diferentes na composição dos fretes em cada período, o que demonstra que a própria economia define a relevância direta desses fatores sobre os fretes praticados, justificando também que esses efeitos sejam tratados diferentemente ano a ano.

O artigo também revelou que os portos, principalmente o de Paranaguá, não foram identificados como possíveis pontos de obtenção de cargas de retorno, mas sim como destinos preteridos em virtude da morosidade no descarregamento de grãos, o que foi captado pela equação estimada para as movimentações de soja com origem no Estado do Paraná na safra de 2000. Esse resultado traz à tona mais uma faceta do chamado Custo Brasil, ao onerar os produtos nacionais com destino à exportação por causa das deficiências da matriz de transportes do País, tornando os produtos brasileiros menos competitivos no mercado internacional.

Destaca-se, também, que nos períodos de entressafra a distância percorrida foi apontada como o principal determinante nos preços dos fretes, sendo que, de modo geral, outros fatores parecem ter sido relevados. Isto demonstra que a necessidade da manutenção de uma frota de caminhões suficiente para o escoamento da produção, durante a safra, parece contribuir para que haja uma capacidade ociosa durante a entressafra de grãos, o que implica impacto direto na composição dos preços dos fretes.

Portanto, o transporte rodoviário de soja a granel no Brasil vem sendo influenciado por diferentes fatores entre 1998 e 2001, tais como a existência de praças de pedágio, condições de tráfego das rodovias utilizadas e morosidade de descargas nos portos, bem como a própria distância percorrida, sendo que a dinâmica da economia é decisiva para a definição da influência desses fatores sobre os preços dos fretes. Conclui-se, assim, que esses fatores podem acarretar impactos reais sobre a lucratividade da atividade, sendo que o acirramento da concorrência em meses de demanda escassa pode impedir que esses efeitos sejam repassados integralmente aos custos, tornando os lucros dos transportadores também sazonais.

O trabalho apresentado não pretende esgotar a discussão sobre o tema, mas apenas destacar sua importância para um melhor entendimento da atividade de transporte de cargas agrícolas no Brasil, por meio de uma abordagem ainda não exaustivamente explorada em trabalhos científicos similares no Brasil. Assim, trabalhos que venham discutir a influência desses e de outros fatores sobre os fretes praticados nos diversos segmentos agropecuários, bem como aprofundar as questões levantadas neste trabalho, tais como o custo de transporte rodoviário associado à morosidade dos serviços portuários, a influência da privatização das rodovias sobre os fretes praticados, ou questões associadas à subutilização da frota brasileira dessa categoria de caminhões durante a entressafra de soja, entre outros, deverão contribuir sobremaneira para uma melhor gestão do setor de transportes de cargas no Brasil.

## Referências bibliográficas

- Allen, B.; Liu, D. Service quality and motor carrier costs: an empirical analysis. *The Review of Economics and Statistics*, v. 77, n. 3, p. 499-509, Aug. 1995.
- Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias. *Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias*. Disponível em: <http://www.abcr.org.br> (24/11/00).
- Baumer, J. Gargalos dificultam escoamento da safra recorde. *O Estado de São Paulo*. Economia - Últimas Notícias, São Paulo, 14 abr. 2001.
- Beilock, R.; Boneva, P.; Jotova, G.; Kostadinova, K.; Vassileva, D. Road conditions, border crossing and freight rates in Europe and Western Asia. *Transportation Quarterly*, v. 50, n. 1, p. 79-90, Winter 1996.
- Beilock, R.; Garrod, P.; Miklius, W. Freight charge variations in truck transportation markets: price discrimination or competitive pricing? *American Agricultural Economics Association*, v. 68, n. 2, p. 226-236, May 1986.
- Binkley, J. K.; Harrer, B. Major determinants of ocean freight rates for grains: an econometric analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 63, n. 1, p. 47-57, Feb. 1981.
- Byington, R.; Olin, G. An econometric analysis of freight rate disparities in US liner trades. *Applied Economics*, v. 15, n. 3, p. 403-407, 1983.
- Companhia Nacional de Abastecimento. *Exportações do setor agropecuário brasileiro*. Disponível em: <http://www.conab.gov.br> (10/05/2002).
- Confederação Nacional da Agricultura. *PIB da agricultura cresce 5,12% em 2002*. Disponível em: <http://www.cna.org.br> (31/07/2002).
- Confederação Nacional do Transporte. *Pesquisa rodoviária CNT - 2000*. Disponível em: <http://www.cnt.org.br> (10/10/2000).
- Empresa Brasileira de Planejamento e Transportes. *Corredores estratégicos de desenvolvimento*. Disponível em: [http://www.geipot.gov.br/estudos\\_realizados/soja](http://www.geipot.gov.br/estudos_realizados/soja) (02/06/2002).
- E-Views. *Programa E-Views versão 3.0*: programa automatizado para elaboração dos procedimentos econométricos (software). Quantitative Micro Software, 1998.

- Fulton, M.; Harrington, D. H.; Reinsel, R. D. Trade, transportation, commodity and marketing policies: Canada - U.S. comparison. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Farms, Farms Families, and Farming Communities. n. especial, p. 195-207, 1995.
- Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Sistema IBGE de Recuperação Automática*. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br> (05/05/2002).
- Garrido, R. A. Spatial interaction between the truck flows through the Mexico-Texas border. *Transportation Research Parte A: policy and practice*, v. 34, iss. 1, p. 23-33, Jan. 1998.
- Garrido, R. A.; Mahmassani, H. S. Forecasting freight transportation demand with the space-time multimodal probit model. *Transportation Research Part B: methodological*, v. 34, n. 5, p. 403-418, June 2000.
- GFMI Software. *Programa Infoguia*: programa automatizado para gerenciamento de viagens (software). Ribeirão Preto: GFMI Software, 1998.
- Gwilliam, K. M. La economía del transporte y el desarrollo. In: Rus, G.; Nash, C. (coords.), *Desarrollos recientes em economia del transporte*. Madri: Civitas, 1998. cap. 8, p. 393-473.
- Hauser, R.J. Competitive forces in the U.S. inland grain transportation industry: a regional perspective. *Logistics and Transportation Review*, v. 22, n. 2, p. 158-183, June 1986.
- Hsu, J. L.; Goodwin, B. K. Dynamic relationships in the market for ocean grain freighting service. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, v. 43, n. 2, p. 271-284, Jul. 1995.
- Kerkvliet, J.; McMullen, B. S. The impact of unionization on motor carrier costs. *Economic Inquiry*, v. 25, n. 2, p. 271-284, Apr. 1997.
- Kerr, J. D. Least square analysis of freight-rate anomalies. *Australian Journal of Statistics*, v. 14, n. 1, p. 63-67, 1972.
- Miklius, W.; Casavant, K. L., Garrod, P. V. Estimation of demand for transportation of agricultural commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 58, n. 2, p. 217-223, May 1976.
- Miljkovic, D.; Price, G. K.; Hauser, R. J.; Algozin, K. A. The barge and rail freight market for export-bound grain moviment from midwest to Mexican Golf: an econometric analysis. *Transportation Research: Part E*, v. 36, n. 2, p. 127-137, June 2000.
- Omamo, S. W. Transport costs and smallholder cropping choices: an application to Siaya District, Kenya. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 80, n. 1, p. 116-123, Feb. 1998.

- Prentice, B. E.; Benell, D. Determinants of empty returns by U.S. refrigerated trucks: conjoint analysis approach. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, v. 40, n. 1, p. 109-127, Mar. 1992.
- Stuani, R. Operação deve reduzir filas em Paranaguá. *O Estado de São Paulo*. Economia: Últimas Notícias. São Paulo, 10 abr. 2001.
- Sistema de Informações de Fretes. Fretes Rodoviários. Disponível em: <http://sifreca.esalq.usp.br> (30/01/2002).
- Thompson, H. L. Freight rate equations. *Industrial and Engineering Chemistry*, v. 52, n. 11, p. 40A-44A, Nov. 1960.
- Veenstra, A. W.; Franses, P. H. A co-integration approach to forecasting freight rates in the dry bulk shipping sector. *Transportation Research - Part A: policy and practice*, v. 31, n. 6, p. 447-458, Nov. 1997.
- Woudsma, C. Nafta and Canada-US cross-border freight transportation. *Journal of Transport Geography*, v. 7, n. 2, p. 105-119, June 1999.