

Valor de tempo de viagem e idiosincrasia dos usuários do transporte regular e clandestino no Ceará: um estudo empírico via estimativa bayesiana

[Value of travel time and users idiosyncrasy of regular and irregular transport in Ceará: an empirical study by bayesian estimation]

Francisco Gildemir Ferreira da Silva*

Universidade Federal do Ceará (UFC), Brazil

Submitted 22 Aug 2011; received in revised form 12 Dec 2011; accepted 26 Jan 2012

Resumo

Neste trabalho foi estudado o valor de tempo de viagem para transporte clandestino e regular. A base teórica é a do modelo de alocação de tempo de Becker (1965) se estendendo para a estrutura empírica proposta por Tuong e Hensher (1985a), tentando incorporar a idiosincrasias dos indivíduos no processo de estimação por uma abordagem empírica com fatores aleatórios tal como proposto por Train (1998) e Revelt e Train (1999). Os resultados indicam que a forma estrutural de Tuong e Hensher não é a mais adequada para o estudo, mas sim as propostas estruturadas de Becker (1965), DeSerpa (1971) ou a não estruturada tipo McFadden. Conclui-se, simulando uma redução em tempo de viagens do transporte regular de um minuto e utilizando o valor de tempo de viagem obtido no modelo a la McFadden que pode haver uma redução na demanda do clandestino e um retorno para a sociedade cearense da ordem de 167 mil reais.

Palavras-Chave: valor de tempo de viagem; logit com parâmetros aleatórios; estimativa bayesiana; transporte de passageiros.

Abstract

We study in this paper the travel time value for clandestine and regular transport. The theoretical basis is the time allocation model from Becker (1965) extending to the empirical framework proposed by Tuong and Hensher (1985a), incorporating the individuals idiosyncrasies in the estimation by an empirical approach to random parameters such as proposed by Train (1998) and Revelt and Train (1999). In despite of the structured model like Becker (1965) and DeSerpa (1971) or unstructured model like McFadden has been a applicable result the structural functional form of Tuong and Hensher is not applicable for the study. Simulating a reduction in one minute the travel time of the regular transport and using the travel time value from McFadden model we conclude that there may be a reduction in clandestine demand transport and a monetary return to Ceará society on the order of a hundred thousand dollars.

Key words: value of travel time; random parameters logit; bayesian estimation; passengers transport.

* Email: gildemir@gmail.com.

Recommended Citation

DaSilva, F. G. F. (2012) Valor de tempo de viagem e idiosincrasia dos usuários do transporte regular e clandestino no Ceará: um estudo empírico via estimativa bayesiana. *Journal of Transport Literature*, vol. 6, n. 1, pp. 71-92.

■ JTL|RELIT is a fully electronic, peer-reviewed, open access, international journal focused on emerging transport markets and published by BPTS - Brazilian Transport Planning Society. Website www.transport-literature.org. ISSN 2238-1031.

This paper is downloadable at www.transport-literature.org/open-access.

1. Introdução

Neste trabalho será estudado o valor de tempo de viagem. A base teórica surgiu com o modelo de alocação de tempo de Becker (1965) com maior expressividade na sua vertente estruturada para estimação proposto no trabalho de Tuong e Hensher (1985a) que ainda não incorporava possíveis idiosincrasias dos indivíduos no processo. Imagina-se que ao avaliar o valor do tempo para os indivíduos, considerando a abordagem dos parâmetros aleatórios conforme Train (1998) e Revelt e Train (1999) e a proposta estruturada de Tuong e Hensher (1985a) se terá um conhecimento da demanda de transportes passível de intervenções na operação do regular de sorte que se torne inviável ou indesejado o transporte clandestino. Como parte da oferta é de controle do Estado (transporte regular), uma ação regulatória com conhecimento do valor de tempo para os usuários pode ser mais efetiva.

O processo de estimação decorrente do desenvolvimento dos modelos de escolha discreta foi na procura de melhorias nos métodos computacionais que reduzissem o problema de IIA - Independência das Alternativas Irrelevantes, inerente ao modelo *logit*. Nos transportes, o IIA ficou conhecido pelo paradoxo do ônibus azul-vermelho e se traduz no fato que a elasticidade cruzada entre duas alternativas ser a mesma não importa as alternativas disponíveis. Pesquisas desenvolvidas na última década apontam para a possibilidade de relaxar o problema de IIA, tais como os modelos multinomial *logit*, *probit* e com incorporação de fatores aleatórios (Train, 1999) ou com heterogeneidade não observada (Bhat e Guo; 2002 e, Louviere e Hensher; 1999). As duas últimas abordagens são motivadas pela possibilidade de maior acurácia na medida de padrões de comportamento do que a obtida nos modelos tradicionais, porém com uma estrutura de estimação mais complexa e que exige mais esforço computacional (Poduje, 2002).

Portanto, tendo o objetivo de avaliar o valor do tempo de viagem entre modos regularmente estabelecidos e clandestinos mensurando a heterogeneidade não observada, este trabalho foi dividido em mais cinco seções. A primeira apresenta a problemática do transporte de passageiros no Ceará e as relações de heterogeneidade na amostra. A segunda seção descreve o procedimento de estimação dos parâmetros aleatórios. Segue com mais duas seções onde se estimam as diferentes formas funcionais proposta em Tuong e Hensher (1985b) e faz-se

estima-se os valores de tempo de viagem dos usuários com os fatores aleatórios. Fecha-se o artigo com as conclusões.

2. A Problemática do Transporte Clandestino.

Nos últimos anos foram instaladas Universidades Federais, Centros de Ensino Tecnológico e várias indústrias nas regiões de Sobral/ Ibiapaba e do Sertão Central e do Cariri/Centro Sul. Isto influenciou o potencial atrator e gerador de viagens destas regiões e apresenta-se na Figura 1 os vinte principais municípios que produzem ou atraem viagens no estado do Ceará.

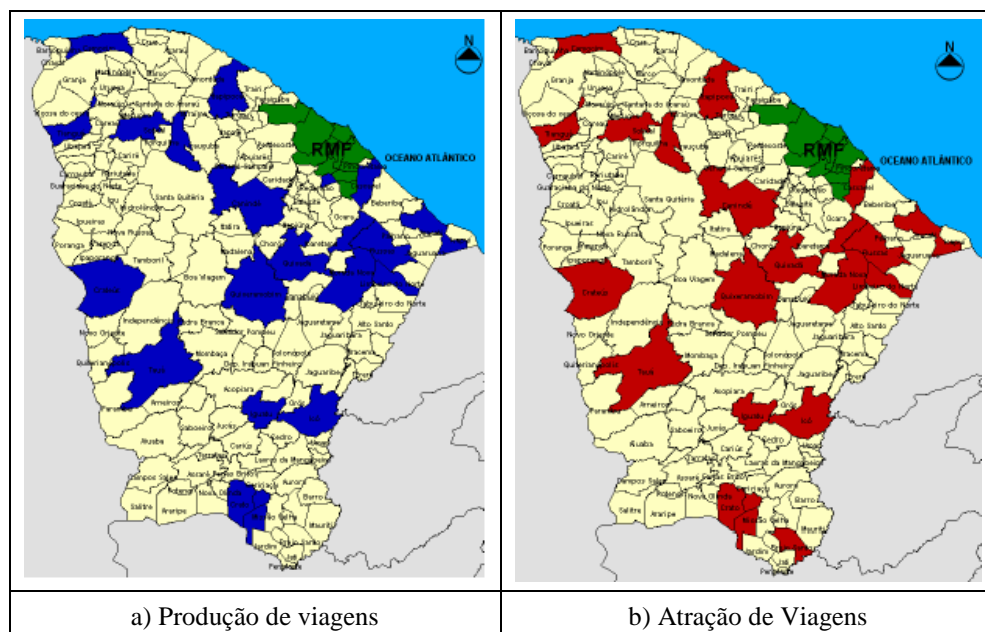


Figura 1: vinte municípios que mais produzem e atraem viagens no Ceará. (Fonte: Plano Diretor e Operacional do Transporte Intermunicipal de Passageiros do Ceará - PDOTIP-CE, 2005)

O relatório executivo do Plano Diretor e Operacional do Transporte Intermunicipal de Passageiros do Ceará – PDOTIP - aponta problemas de mobilidade e acessibilidade dos usuários de transporte regular. Indica-se que 13% da população do Ceará, a época, não tinha acesso direto a rede de transportes e deslocamento médio, á pé, de 3 km para acessar a rede. No mesmo relatório indica-se que 10% da população do interior do estado dispunha de automóveis nas suas residências e que existia ineficiência na rede dos operadores de transportes e uma baixa qualidade dos serviços prestados.

Em um diagnóstico da situação de competitividade do mercado de passageiros no Ceará, verificou-se que em 2004 foram realizados cerca de 42 milhões de deslocamentos intermunicipais de passageiros no Ceará e pouco menos de 40% dos deslocamentos utilizou do sistema regular por ônibus. Excetuando-se a região do CRAJUBAR (Crato-Juazeiro-Barbalha), o crescimento da demanda de transporte pelo sistema regular entre 1997 e 2004 foi apenas de 2%. A situação do transporte regular é agravada, conforme exposto na Tabela 1, pois o clandestino ganhou mercado nas ligações regionais (aproximadamente 125%). Saliente-se que nessas regiões o transporte aéreo não competia no ano do estudo, mas que se tornou um potencial competidor com a construção de aeroportos regionais em Juazeiro, Aracati, entre outros, com vôos inclusive regulares, embora com tarifas maiores do que o modo terrestre.

Tabela 1: Evolução das viagens no STRIP-CE (Sistema de Transporte Intermunicipal de Passageiros do Ceará) no período de 1997 a 2004.

Deslocamentos (milhões)	1997			2004		
	Regular	Clandestino	Total	Regular	Clandestino	Total
Radial (interior-capital)	4,1	3,2	7,3	4,4	1,8	6,2
Regional (*)	4,0	9,5	13,5	3,9	22,8	26,7
Total	13,5	13,1	26,6	16,3	25,9	42,2

(*) excetuando-se os deslocamentos internos na Região do CRAJUBAR. (Fonte: PDOTIP, 2004). Radiais tratam-se dos deslocamentos provenientes do interior a capital do estado (Fortaleza) e vice-versa. Regional refere-se às viagens entre cidades desconsiderando a capital.

De outra forma, provavelmente motivado pelas fiscalizações mais intensa nas viagens interior-capital ou pelos deslocamentos serem mais longos, o transporte clandestino nos subsistemas radial registrou uma redução de 15% de 1997 para 2004, mas os deslocamentos regionais registraram aumento de 15%.

Como indicativos das vantagens do clandestino frente ao regular, o relatório do PDOTIP (2005) indica: no regular as pessoas precisam deslocar grandes distâncias a pé e no transporte clandestino não, visto que o transporte irregular geralmente é porta-a-porta; o clandestino tem a possibilidade de pagamento ser a prazo; e o transporte clandestino possui uma flexibilidade enorme em preço apresentado variação de preços inclusive durante o dia.

Além disso, existem possíveis características regionais que influenciam a decisão dos usuários. Isso ficou latente no trabalho de Freire et. al. (2006) que encontrou valores de

correlação espacial do número total de viagens por município significativamente maiores que para variáveis sócioeconômicas. Freire *et. al.* (2006) identifica autocorrelação espacial entre municípios vizinhos nas regiões do Cariri, Inhamuns e na Região Metropolitana de Fortaleza - RMF. Do exposto, os parâmetros do modelo podem ter um comportamento diferente de região para região, ou seja, aleatórios. Uma modelagem em que a heterogeneidade dos indivíduos seja considerada pode gerar uma informação mais robusta para fomentar intervenções públicas no mercado. Na sequência, apresenta-se uma breve explanação sobre valor de tempo e a estimação de modelos discretos com parâmetros aleatórios.

3. Referencial Bibliográfico.

Nesta seção apresenta-se os modelos de alocação de tempo, os modelos de escolha discreta e da combinação entre o modelo estrutural e a abordagem empírica, sequenciando pela forma de estimar parâmetros aleatórios proposto em Train (1998) e Revelt e Train (1999).

3.1. Modelo de alocação de tempo

O modelo de alocação de tempo pensado por Becker (1965) foi o início da tentativa de medir qual seria o valor de tempo para as pessoas e como elas utilizavam este tempo em atividades. No modelo de Becker (1965) o valor do tempo é igual ao valor pago por unidade de tempo trabalhada. Esta concepção foi criticada por Johnson (1966) por entender que tempo trabalhado pode gerar prazer e, portanto devendo compor a função de utilidade. Além deste, Oort (1969) postulou que tempos de viagens também compunham variáveis de escolha do indivíduo. DeSerpa (1971) inseriu tempo na função utilidade de Becker e restrições que relacionam os bens produzidos aos tempos das atividades, resultando em três diferentes conceitos de valor de tempo: valor de tempo como recurso, valor de tempo alocado a uma atividade e valor de tempo ganho em uma atividade. Por seu turno, a proposta de DeSerpa (1971) trata-se de uma forma geral dos modelos de Johnson (1966) e de Becker (1965). Sequencialmente, Evans (1972) adota uma função de utilidade dependente apenas dos tempos despendidos nas atividades e com restrições apenas de tempo e encontra que a taxa marginal de utilidade da renda por indivíduo pode ser igual a zero para indivíduos que ganham dinheiro mais rápido do que ganham.

Duas décadas se passaram em que surgiram poucos estudos teóricos de valor de tempo, entretanto, houve uma busca contínua e intensa de mensurar empiricamente o que os modelos teóricos apontavam. Os esforços teóricos culminaram com trabalhos em que tentavam verificar as idiosincrasias dos indivíduos e foram carreados principalmente pelo trabalho de Jara-Diaz (2001).

Um trabalho que merece destaque é o de Blayac e Causse (2001), eles demonstram a existência entre o valor de tempo poupado, preço, tempo e nível de renda, corroborando, de certo modo, a ideia de transporte coletivo como um bem inferior onde o efeito renda influencia no valor do tempo. Por seu turno, Jiang e Morikawa (2004) estudaram as alternativas de realocação do tempo poupado indicando uma relação dinâmica do valor do tempo poupado com a variação do valor do lazer e do trabalho para cada indivíduo e ainda que a substituição de tempos de viagem causam mudanças no padrão de consumo este alvo no trabalho DeSerpa (1971), quando descrevia a possibilidade de realocação de tempo. Como resultado do esforço de mensurar empiricamente o valor de tempo na década de 1980 e 1990, obteve-se a abordagem proposta por Tuong e Hensher, conforme segue.

3.2. Modelos Estruturais de Valor de Tempo e sua mensuração empírica.

Muitos trabalhos foram feitos com o intuito de mensurar o valor do tempo empiricamente. Entretanto, até o trabalho de Tuong e Hensher (1985b) os trabalhos não haviam feito uma ligação estreita entre os modelos teóricos e empirismo. Tuong e Hensher (1985b) propõem a estrutura da função utilidade indireta conforme a equação 1 para a proposta de Becker (1965) e 2 para a proposta de DeSerpa (1971).

$$V_i = -\lambda x_i - \mu t_i \quad (1)$$

$$V_i = -\lambda x_i - (\mu - k_i) t_i \quad (2)$$

Onde: V_i := nível da utilidade indireta associado à escolha da viagem i ;

x_i, t_i := são o custo e o tempo associado a viagem i ;

λ, μ := parâmetros a serem estimados que retratam utilidades marginal da renda e do tempo respectivamente;

k_i := multiplicador de lagrange associado ao consumo de tempo restrito a tecnologia e que retrata a utilidade marginal do tempo poupado.

A relação $\frac{\mu}{\lambda}$ obtido da equação 1 representa o preço sombra associado ao tempo da viagem ou seja a relação entre o valor e o custo do recurso tempo. No segundo modelo, o ganho em tempo é representado pela equação 3 sendo específico de cada alternativa i . Cabe salientar que o parâmetro μ na equação 2 é não identificável, portanto na estimação ele fica omitido se estimando $(\mu - k_i)$.

$$VTTS_{DeSerpa} = \frac{K_i}{\lambda} \quad (3)$$

Para a estimar a utilidade indireta da equação 4, Tuong e Hensher (1985b) assumem $k_i = f(t_i, p_i)$, fazendo uma aproximação por expansão de série de Taylor da equação 4.

$$V_i = \alpha_i - \lambda x_i - (\mu - \bar{k})t_i + (\alpha + \beta t_i^2 + \gamma_i t_i) \quad (4)$$

Na abordagem de Tuong e Hensher (1985b) o valor do tempo poupado é calculado conforme equação 5. A “identificabilidade” dos parâmetros para combinação de variáveis circundando seu valor médio é garantida para o procedimento de Tuong e Hensher (1985b), mas a interpretação dada por Tuong e Hensher (1985b) ao VTTS da equação 5 é criticada por Bates (1987), sendo desconsiderado tal crítica neste artigo.

$$VTTS_{tuongehensher85} = \frac{-\bar{k} + \gamma_i + 2\beta_i t_i}{-\lambda + \gamma_i} \quad (5)$$

Na seqüência apresenta-se a abordagem empírica mais aplicada ao problema de estimação de valor de tempo.

3.3. Modelos de Escolha Discreta: histórico, teoria e estimação.

Os modelos de escolha discreta surgiram a partir da década de 1960, desde então, foram realizados numerosos trabalhos que apresentam estruturas de escolha mais sofisticadas. A aplicação destes modelos tem sido amplamente difundida na literatura para retratar a realidade de mercados de produtos (bens e serviços) no setor de transportes. Os resultados desses

modelos fornecem parâmetros econométricos para avaliar: valores de disposição do usuário a pagar pelo produto (*willingness-to-pay*) e elasticidade de demanda. Assim, nesta seção será apresentado o histórico dos modelos de maximização de utilidade aleatória e formalizará o modelo *Logit* Multinomial e a modelagem com parâmetros aleatórios.

3.3.1. Formalização teórica do modelo

Os modelos de escolha discreta possuem como principal postulado a sentença (Ortúzar e Willumsen, 1994): “*a probabilidade de um indivíduo escolher uma dada opção é função de suas características socioeconômicas e a relativa atratividade da opção, formada através do conhecimento acerca das características desta*”. A função que representa o grau de preferência de uma alternativa para certo indivíduo deve ser definida em função dos valores dos atributos das alternativas e das características socioeconômicas do indivíduo. Trata-se de uma forma de pensar um modelo empírico, com base no consumidor racional e incorporando o paradigma da utilidade aleatória proposto em Thurstone (1927) e Luce (1959), concomitante a utilidade proposta por Lancaster (1966).

$$U_{ij} = U(x_j, v_i; \theta) \quad j=0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

Onde:

X_j := é um vetor de características de produtos, e tais características são as mesmas para todos os consumidores;

v_i := características dos indivíduos;

θ := representa o vetor de parâmetros a ser estimado, medindo o impacto das preferências na utilidade dos agentes.

Observe que θ não entre de indivíduos, mas nas suas características, ou gostos. O modelo é estimado conforme a equação 7, proveniente do axioma de Luce (1959).

$$P_n(i) = \frac{e^{\mu V_{in}}}{\sum_{j \neq i} e^{\mu V_{jn}}} \quad (7)$$

Em que

$P_n(i)$:= Probabilidade de escolha de uma alternativa i por um indivíduo n ;

$A(n)$:= Conjunto de alternativas j disponíveis para o indivíduo n ;

V_{in} := Utilidade sistemática de uma alternativa i para um indivíduo n ;

V_{jn} := Utilidade sistemática de uma alternativa j para um indivíduo n ; e

μ := Fator de escala (no MNL, geralmente, normalizado para um).

Os termos erros são admitidos IID o que implica no problema IIA e, conseqüentemente, nas elasticidades cruzadas entre as alternativas serem constantes. Embora o modelo MNL proporcione resultados satisfatórios, a propriedade IIA, que consiste em uma hipótese simplificadora, pode resultar em sérias distorções nos valores de previsão proporcionados pelo modelo. Há várias soluções para o problema de IIA, tais como: agregar alternativas com semelhantes características (*logit* aninhado) ou em aleatorizar os parâmetros (Train, 2003). A segunda proposta será utilizada no nosso problema, sendo apresentada o processo de estimação do modelo com fatores aleatórios na próxima seção.

3.3.2. Modelo com parâmetros aleatórios.

Nos modelos de escolha discreta tradicionais a utilidade é tratada como uma variável aleatória formada por uma componente determinística e outra aleatória que reflete as “irracionalidades” da escolha do indivíduo. Formalmente a utilidade de uma alternativa i para um indivíduo n (U_{in}) pode ser representada pela seguinte expressão:

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (8)$$

Com: U_{in} := Utilidade global de uma alternativa i para um indivíduo n ;

V_{in} := Componente sistemática da utilidade de uma alternativa i para um indivíduo n ;

ε_{in} := Componente aleatória da utilidade de uma alternativa i para um indivíduo n .

A representação mais comum da componente determinística é sob a forma linear, definida a seguir:

$$V_{in} = \beta_n x_{ink} \quad (9)$$

Onde: $x_{ink} :=$ Atributo k da alternativa i para o indivíduo n;

$\beta_n :=$ parâmetros a serem estimados e que variam de pessoa a pessoa dependendo dos gostos das pessoas e estão relacionados com o atributo x_{ink} ;

Diferentemente do modelo clássico a proposta de estimação com parâmetros aleatórios, tenta captar diferenças em gostos, por conta da distribuição de probabilidade dos parâmetros β_n . Poduje (2002) e Train (2003) indicam que a distribuição de β_n dependerá dos pressupostos do analista referente ao comportamento do parâmetro, sendo utilizados as distribuições uniforme, Normal, log-normal e triangular. Cabe salientar que o parâmetro para qualquer modelo é aleatório, entretanto, não se adota tal abordagem por ser mais um parâmetro a estimar dever se supor uma distribuição de probabilidade para o parâmetro incorrendo em um processo de estimação mais laborioso. No caso do parâmetro aleatório, tem-se a especificação para a utilidade indireta, conforme Poduje (2002) e Ben-Akiva, *et. al.* (2001), dada pela equação 10 e 11.

$$U_{in} = \beta_n x_{ink} + F_{in} T \zeta_{in} + \varepsilon_{in} \quad (10)$$

$$Cov(U_{in}) = F_{in} T T' F_{in} + (g / \mu^2) I_{J_n} \quad (11)$$

Onde: $F_{in} :=$ Matriz de fatores com parâmetros fixos e/ou desconhecidos;

$T :=$ Matriz triangular inferior tal que $T T' = cov(T \zeta_{in})$;

$\zeta_{in} :=$ vetor de variáveis aleatórias com média zero e variância unitária;

$\varepsilon_{in} :=$ Componente aleatória da utilidade de uma alternativa i para um indivíduo n iid com distribuição Gumbel, cujo parâmetro de escala $\mu > 0$ e a variância g / μ^2 , com g sendo a variância da distribuição Gumbel padrão ($\pi^2/6$).

A partir de F_{in} têm-se várias possibilidades de estimação além do modelo de parâmetros aleatórios, destacando os modelos com heterogeneidade não observada onde várias estruturas na variância e covariância das observações são propostas a exemplo de Morikawa (1989), Ben-Akiva e Morikawa (1990), Morikawa, Ben-Akiva, e Yamada (1991), Hensher e Bradley (1993), Hensher, Louviere, e Swait (1999) e Brownstone e Train (1999) ou então para

estruturas autoregressivas tal qual em Bhat e Guo (2002), LeSage (1999), Pinkse e Slade (1998) e Bolduc, *et. al.* (1996).

A estimação desta proposta segue a seguinte sequência:

1. Tome a estrutura da equação 10 e faça $\omega_{ink} = F_{ink} T \zeta_{ink} + \varepsilon_{ink}$ um erro composto por uma distribuição Gumbel ε_{ink} e outra proporção $F_{ink} T \zeta_{ink}$ definida pelo analista;
2. Assuma $\beta_n \sim f(b, \Sigma)$. Onde b é o vetor de médias populacionais dos parâmetros e Σ é a matriz de covariância destes na população. Note que o que se entende é que os indivíduos possuem diferentes β_n .

A estimação pode ser por Inferência Bayesiana, Máxima Verossimilhança Simulada ou por Método dos Momentos Simulados. Faz-se a explicação da estimação Bayesiana na seção que segue.

3.3.3. Princípios da Estimação Bayesiana.

Segundo Poduje (2002) a estimação Bayesiana permite aproveitar melhor as informações obtidas na amostragem. Para fazer a estimação o procedimento apresentado no trabalho de Poduje (2002) *apud* Allenby e Ginter (1995) e Lenk. *al.* (1996) é descrito abaixo.

1. Considere os parâmetros variáveis aleatórias e defina uma função *a priori* da distribuição desses;
2. Utilizando o teorema de probabilidades condicionais de Bayes onde:

$$\text{a. } P(\beta, y) = \frac{P(y|\beta)}{P(\beta)} ;$$

$$\text{b. } P(\beta, y) = \frac{P(\beta|y)}{P(y)} ; \text{ e}$$

$$\text{c. } P(\beta, y) = \frac{P(y|\beta)P(\beta)}{P(y)} .$$

e a amostra Y_n , obtenha uma distribuição de probabilidade $P(\beta, y)$ (tal como em 12) para os parâmetros e proporcional a $P(y|\beta)P(\beta)$, onde $P(y)$ é fixo por depender das observações Y_n e portanto apresenta a soma das probabilidades igual a 1.

$$P(\beta|y) \propto P(y|\beta)P(\beta) \quad (12)$$

Onde: $P(\beta)$:= distribuição *a priori*;

$P(y|\beta)$:= verossimilhança dos dados; e

$P(\beta|y)$:= distribuição *a posteriori*.

Supondo $\beta_n \sim f(\beta_n|b, \Sigma)$ com a média populacional b segue uma distribuição específica e Σ segue outra distribuição, obtendo-se a expressão 13.

$$h(\beta_n) \propto \prod_{n=1}^N \Lambda(y_n / \beta_n) f(\beta_n / b, \Sigma) \gamma(b) \psi(\Sigma) \quad (13)$$

3. Iterativamente utilizando valores β_n e Σ faça:
 - a. Gere um valor para b ;
 - b. Utilizando valores β_n e b gere Σ de uma distribuição Gamma invertida;
 - c. Utilizando valores Σ e b gere valores de β_n utilizando o algoritmo de Metrópolis-Hastings (amostragem de Gibbs);
 - d. Repita os passos anteriores até uma trajetória estável de β_n e b . Pontuje (2002) sugere 100.000 ou 200.000 iterações.
4. Faz-se a etapa 3 várias vezes retirando a cada 10 vezes o valor médio da distribuição *a posteriori* correspondente ao estimador bayesiano do parâmetro.
5. Para cada iteração calcula-se a função de verossimilhança dos parâmetros estimados até o momento, esta função será utilizada para calcular as estatística de razão de verossimilhança e ρ^2 .

Para exposição das propriedades da estimação bayesiana ver Pontuje (2002). Segue-se descrevendo os dados e estimando os parâmetros.

4. Metodologia e Resultados da Estimação.

Nesta seção serão feitas considerações sobre as funções de utilidade indireta escolhidas e são apresentados os resultados de estimação.

4.1. Considerações a cerca da função utilidade indireta

A constante específica da alternativa i é o parâmetro que representam todos os efeitos de escolha da alternativa que não estão incluídos nos efeitos das variáveis. Os termos aleatórios serão tratados provenientes de uma distribuição de probabilidade de valor extremo II. As equações 14 e 15 são as utilidades a serem estimadas para o modelo *logit*.

$$V_{PDreg}(TVreg, Custoreg; \theta) \quad (14)$$

$$V_{PDIRreg}(TVirreg, Custoirreg; \theta) \quad (15)$$

Onde: V_{PDreg} := Utilidade indireta para os dados de PD para o transporte regular;

$V_{PDIRreg}$:= Utilidade indireta para os dados de PD para o transporte irregular;

TVreg:=Tempo de viagem no transporte regular (ônibus ou trem);

Custoreg:=Valor da tarifa no transporte regular (ônibus ou trem);

TVirreg:=Tempo de viagem no transporte irregular (van);

Custoirreg:=Valor da tarifa no transporte irregular (van); e

θ := vetor de parâmetros a ser estimado.

Os sinais esperados são negativos para os valores de tempo de viagem e para custo de transportes, pois segundo o modelo estrutural e a teoria econômica ao aumentar o tempo ou o custo de uma atividade, então menor será a utilidade atribuída pelo usuário. Adotaremos uma distribuição de probabilidade normal para o parâmetro tempo. Segue a estimação das equações.

4.2 Descrição dos Dados

Os dados foram coletados em embarcado ou em terminais nas cidades de Fortaleza, Juazeiro e Iguatu e os entrevistados tinham residência e destino em diversos municípios do estado e em estados vizinhos, tais como Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte.

Os atributos coletados referentes aos dados sócioeconômicos foram: sexo; idade; local de residência; grau de instrução; renda familiar; situação familiar; ocupação; disponibilidade de automóvel em casa; e disponibilidade de motocicleta em casa; os referentes ao padrão de viagem foram: origem da viagem; destino da viagem; tempo de viagem; tipo de transporte utilizado; tipo de transporte mais utilizado; frequência de viagem; motivo da viagem; e adicionalmente tem-se: tempo de espera; tempo de caminhada. Os níveis escolhidos para os atributos “Tempo de Viagem” e “Custo da Tarifa”, para cada ligação, estão apresentados nas Tabelas 2 e 3, respectivamente.

Tabela 2: Níveis dos atributos de Tempo de Viagem

Nível 01	Nível 02	Nível 03
15min	25min	30min
20 min	30 min	40 min
40 min	50 min	60 min

Tabela 3: Níveis dos atributos Custo da Tarifa

Nível 01	Nível 02	Nível 03
R\$1,00	R\$1,10	R\$1,20
R\$1,00	R\$1,10	R\$1,20
R\$1,00	R\$1,10	R\$1,20

Para definição dos cartões de pesquisa foi utilizado um Projeto Fatorial definindo-se 06 cartões para a pesquisa, sendo exemplificados na Figura 2 um dos cartões apresentado aos usuários das ligações do Cariri.

Atributos	Alternativa 01	Alternativa 02
Modo de Viagem	 Trem	 Van
Tempo de Viagem	15min	25min
Custo da Tarifa	R\$ 1.00	R\$ 1.00

Figura 2: Exemplo de cartão de PD.

Na pesquisa de PD um indivíduo era perguntado sobre várias hipóteses, assim, um entrevistado escolhia 4 vezes, portanto teria quatro estímulos, comparando van a ônibus e van e trem para combinações entre custo e tempo de viagem conforme tabelas 2 e 3. Adotou-se, tal qual proposto em Ben-Akiva e Lerman (1984) que cada impulso não possui correlação com outro impulso. Um resumo estatístico da amostra segue na Tabela 4.

Tabela 4: Estatística descritiva dos dados de PD do STRIP-CE (Sistema de Transporte Intermunicipal de Passageiros do Ceará).

	Pesquisa Declarada	
	Média	Desvio Padrão
Sexo	0.51	0.50
Idade	34.25	14.10
Tempo_viagem1	30.36	15.88
Custo_Tarifa1	1.15	0.09
Tempo_viagem2	38.80	16.17
Custo_Tarifa2	1.03	0.05
Nicho_1	0.64	0.48
Amostra	1564.00	

Os tempos de viagem tem média de 38,80 minutos e desvio padrão de 16,17 minutos. As escolhas dos usuários no experimento foram significativamente maior para o transporte regular, embora os custos fossem menores para o transporte irregular e os tempos de viagens maiores. Observa-se a predominância na amostra de homens na amostra (51%); a idade tem média e desvio padrão aproximados em 34 e 14 anos; o percentual de residências que possuem um carro ou uma moto é de 20% e 19%, respectivamente, para dois veículos na residência, tem-se 3% e 2% para carro e moto. Além disso, a quantidade de residências que tem pelo menos um veículo seja carro ou moto na amostra é de 14%. Isso sinaliza para uma quantidade baixa de veículos na residência, não havendo possíveis efeitos substituição entre o transporte individual e o coletivo. Estes dados não são utilizados no modelo, mas caracterizam variáveis de ambiente socioeconômico e que podem influenciar na percepção dos usuários conforme descrito por Jiang e Morikawa (2004).

A pesquisa ainda envolveu a avaliação de renda nos seguintes níveis: sem renda, com um salário mínimo, de um a dois salários mínimos, de dois a cinco salários mínimos, de cinco a dez salários mínimos e acima de dez salários mínimos, representando sub amostras de 204, 428, 428, 372, 132 e 16 indivíduos, respectivamente, portanto, com uma grande heterogeneidade de renda.

Fora os dados socioeconômicos, foram questionados aos pesquisados a frequência e os motivos das viagens, destes atributos: identificou-se 39,45% indivíduos que usam o transporte para trabalho, 21% para viagens comercial, 11,33% que utilizam para lazer, 8,2% para escola e 5,08% para outros. A frequência de utilização que se destacou foi o uso diário com 22,88% e na mesma proporção o uso com frequência de 2 a 5 vezes por semana, o uso mensal e semanal representou 19,14% e 16,80% respectivamente.

Tabela 5: Residência dos respondentes por renda.

Renda	CRATO	BARBALHA	MISSAO VELHA	JUAZEIRO	OUTROS
1A2	28	52	84	92	127
1SM	40	64	68	76	127
2A5	40	40	48	56	151
5A10	4	12	28	28	2
A10	4	4	-	-	12
SR	12	16	44	52	81
Total Geral	128	188	272	304	500

Na Tabela 5 a residência dos indivíduos está concentrada na região do CRAJUBAR e com um espectro quase uniforme em renda de um a cinco salários mensais. A variedade das rendas e localidades podem influir no parâmetro, portanto, uma estimativa com parâmetros aleatórios e conveniente e justificada para o nosso estudo.

4.3 Resultados da estimação do logit com parâmetros aleatórios

A leitura da Tabela 6 é feita da média e do desvio padrão do parâmetro da variável logo abaixo. As linhas em cinza representam o desvio padrão da distribuição do parâmetro seguido pelo desvio padrão do desvio padrão estimado para a distribuição do parâmetro β_n . Os resultados das médias do parâmetro da variável são significantes tanto para a média como para os desvios padrões da distribuição de probabilidade adotada para o parâmetro. O modelo que minimiza a verossimilhança é o modelo de Becker, seguido pelos modelos de Tuong e Hensher, McFadden e DeSerpa. Todos os parâmetros obtidos pela estimativa nos modelos estruturados são significantes estatisticamente. Quando comparamos os sinais esperados frente a teoria concluímos que os modelos estimados apresentam os sinais coerentes com a teoria, exceto para o caso do modelo de Tuong e Hensher. Com os parâmetros pretende-se avaliar os valores de tempo para os usuários de transporte clandestino ou regular. Como a estimativa assume uma distribuição de probabilidade Normal para todos os parâmetros estimados, então os valores de tempo de viagem, uma vez que o custo foi estimado

pontualmente, apresentaram distribuição Normal também. Assim, a seção que segue apresenta os valores de tempo para os parâmetros estimado.

Tabela 6: Resultado d modelo com parâmetros aleatórios estimado por procedimento Bayesiano. Os valores abaixo do parâmetro representam os desvios padrões e os dois asteriscos apontam o parâmetro significante a 5% de nível de significância.

	Estimativa Bayesiana			
	McFadden	Becker	DeSerpa	Tuong & Hensher
const	-3,6607**	-2,0951**	-1,1223**	-4.6236**
	0.2924	0.1821	0.4481	0.3466
Temp*SR	-0,0552	-	-	-
	0.0651	-	-	-
SE(Temp*SR)	0.1675	-	-	-
	0.0344	-	-	-
Temp*1SL	-0,0776	-	-	-
	0.0357	-	-	-
SE(Temp*1SL)	0.0931	-	-	-
	0.0171	-	-	-
Temp*1A2SL	-0,1261	-	-	-
	0.0338	-	-	-
SE(Temp*1A2SL)	0.0765	-	-	-
	0.0121	-	-	-
Temp*2A5SL	-0,1205	-	-	-
	0.0361	-	-	-
SE(Temp*2A5SL)	0.0999	-	-	-
	0.0172	-	-	-
Temp*5A10SL	0,0369	-	-	-
	0.1113	-	-	-
SE(Temp*5A10SL)	0,2968	-	-	-
	0,1002	-	-	-
Custo	-15,5686**	-7,9795**	-15,89**	-25.2396**
	1.4418	0.891	1.7999	2.0602
Tempo	-	-0,0604**	-	-0.5929
	-	0.0105	-	0.0852
SE(Tempo)	-	0,0075**	-	0.6008
	-	0.0008	-	0.2151
Tempo^2	-	-	-	0.0358
	-	-	-	0.0065
SE(Tempo^2)	-	-	-	0.0115
	-	-	-	0.001
Tempo*Custo	-	-	-	-0.2238
	-	-	-	0.032
SE(Tempo*Custo)	-	-	-	0.0878
	-	-	-	0.0138
Tempo_Reg	-	-	-0,2027**	-
	-	-	0.0228	-
SE(Tempo_Reg)	-	-	0,0308**	-
	-	-	0.0045	-
Tempo_Irreg	-	-	-0,085**	-
	-	-	0.0203	-
SE(Tempo_Irreg)	-	-	0,0193**	-
	-	-	0.0024	-
N	1564	1564	1564	1564
Pseudo R^2	-0.2448	-0.0162	-0.2351	-0.9738
Razão de Verossimilhança	0.755	0.984	0.765	0.026
lnL	-1244.8	-1041.9	-1266.4	-2023.8

Const=constante; Temp*SR=produto entre tempo e uma *dummy* para os indivíduos que não apresentaram renda fixa; Temp*1SL=produto entre tempo e uma *dummy* para os indivíduos que apresentaram um salário mínimo; Temp*1A2SL=produto entre tempo e uma *dummy* para os indivíduos que apresentaram de um a dois salários mínimos; Temp*2A5SL=produto entre tempo e uma *dummy* para os indivíduos que apresentaram dois a cinco salários mínimos; Temp*5A10SL=produto entre tempo e uma *dummy* para os indivíduos que apresentaram cinco a dez salários mínimos; Custo=custo da viagem; Tempo=tempo da viagem; Tempo^2=quadrado do tempo da viagem; Tempo*Custo=produto do tempo da viagem pelo custo; Tempo_Reg=tempo da viagem do regular; Tempo_Irreg=Tempo da viagem do irregular. A renda base para o modelo McFadden é acima de dez salários mínimos.

4.4. Valor de Tempo de Viagem pela estimação do logit com parâmetros aleatórios

O ideal e adotado na estimativa é de tratar o valor do tempo como uma variável aleatória, uma vez que o mesmo é calculado utilizando o parâmetro do tempo, mas optou-se por apresentar os resultados segundo a média do parâmetro, não incorporando o desvio padrão. Destaque-se que ao se assumir o custo marginal como um parâmetro não aleatório tem-se uma medição mais fácil do valor de tempo e evita-se uma distribuição de probabilidade desconhecida. O resultado indica valores de tempo de viagem na ordem de R\$ 0,50 e R\$ 1,00 para os modelos de McFadden, Becker e DeSerpa e ocorrendo uma mudança grande quando comparado para a forma funcional proposta por Tuong e Hensher que apresenta em sua origem multicolinearidade.

Tabela 7: Valor de Tempo para os diferentes modelos em reais por hora.

		McFadden	Becker	DeSerpa	Tuong & Hensher
VTVReg	Bayesiana	0.264	0.454	0.765	2.769
VTVIrreg		0.264	0.454	0.321	3.614

VTVReg= Valor do Tempo de Viagem para o transporte regular; VTVIrreg=Valor do tempo de viagem do Irregular.

Adicionalmente, foi feito uma mensuração do valor do tempo para as diferentes faixas de renda utilizando o modelo de McFadden e expresso na Tabela 8 e é observado uma oscilação pequena no valor de tempo por faixa de renda o que sendo os indivíduos sem renda e com 1 salário mínimo apresentando valores de valor de tempo da viagem em 10 minutos entre 0 e 0.10 e 0.11 reais, de um a dois salários entre 0.03 e 0.13 reais, de dois a cinco salários entre 0.01 e 0.14 reais e indivíduos que possuíam renda de 5 a 10 salários com valor no tempo de viagem entre 0 e 0.17 reais.

Tabela 8: Valor de Tempo de viagem para os diferentes níveis de renda no modelo McFadden em reais por 10 minutos. Os valores têm distribuição normal e assumindo um desvio padrão abaixo e acima da média, obteve-se o mínimo à direita e o máximo à esquerda dentro do parêntese.

	McFadden*SR	McFadden*1SL	McFadden*1a2SL	McFadden*2a5SL	McFadden*5a10SL
VTV	(0 ; 0,10)	(0 ; 0,11)	(0,03 ; 0,13)	(0,01 ; 0,14)	(0 ; 0,17)

VTV= Valor do Tempo de Viagem

Não se apresenta o valor do tempo de viagem para o transporte regular e irregular, pois no caso do modelo de McFadden não é assumido custos marginais distintas entre o transporte regular e o irregular pelos usuários.

Conclusões

Os valores de tempo de viagem oscilaram entre 0,1 centavos de reais e 0.17 reais para cada 10 minutos, portanto, dependendo do modelo adotado, pode ser significativamente diferente a conclusão. Fazendo uma comparação, tomando como base o *logit* simples, tem-se que para o caso do modelo de DeSerpa a relação entre os tempos de viagem do regular e do irregular, teve uma relação de 1,4 e 0,7, respectivamente.

Finalmente, o ganho para a população em um minuto de viagem, aqui não considerando o equilíbrio do mercado e utilizando a Tabela 1 como ponto de partida do cálculo e o ano de referência de 2004, então com total de usuários de transporte regular igual a 16,3 milhões (total de viagens regionais e radiais) e assumindo de 0,016 reais (valor do tempo de viagem para o modelo *a la* McFadden) por pessoa por minuto, conclui-se que ao economizar um minuto de viagem seria gerado um ganho de 260.800 reais para toda a população que usaria o regular.

Por outro lado, tendo em vista que o valor do tempo de viagem seja de 0,016 e supondo esta sendo uma variável de decisão do usuário do transporte irregular, caso a decisão do usuário mude com a redução de um minuto na viagem, captando a demanda do irregular, seria gerado retorno para a sociedade de 414.400 reais (soma dos outros dois ganhos), mas a redução de acidentes e aumentado da demanda para o regular de 25,9 milhões de pessoas. Obviamente, tal exercício necessitaria de um aprofundamento do equilíbrio do mercado, mas poderia ser considerada na decisão pública.

Apêndice

A expansão em série de Taylor para calcular o valor x_1 , daria a estimativa de x_1 em termos de uma função linear dos pontos anteriores. Para fazer tal expansão se procede da seguinte forma, seja f uma função com derivadas de todas as ordens em algum intervalo contendo a como um ponto interior. Então, a série de Taylor gerada por f em $x = a$ é

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{f^{(k)}(a)}{k!} (x-a)^k = f(a) + f'(a)(x-a) + \frac{f''(a)}{2!} (x-a)^2 + \dots + \frac{f^{(n)}(a)}{n!} (x-a)^n + \dots$$

References

- Allembly, G.M. e Rossi, P. (1999). Marketing Models for Consumer Heterogeneity. *Journal of Econometrics* 89, 57-78.
- Anselin, L., Raymond, J.G.M, e Ray J., (2004), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools, and Applications*, Springer.
- Bates, J.T., (1987) Measuring Travel Time Values with a Discrete Choice Model: A note. *The Economic Journal*, Vol. 97 No. 386 (Jun. 1987), pp. 493-498.
- Bhat, C. R. e Koppelman F., (1999) A retrospective and prospective survey of time-use research. *Transportation* 26: 119-139
- Bhat. C. e Guo, J., (2002), A Mixed Spatially Correlated Logit Model: Formulation and Application to Residential Choice Modeling, Manuscript number 122-02.
- Becker, G. S., (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299 (Sep., 1965), 493-517.
- Beesley, M.E. (1965) The Value of Time Spent in Travelling: Some New Evidence. *Economica*, vol 32, n. 126, pp. 174-185
- Ben-Akiva, M. E., (1973) Structure of Travel Demand Model, Ph.D. Dissertation, Department of Civil Engineering, MIT.
- Ben-Akiva, M. E e Bierlaire, M., (1999) Chapter 2: Discrete Choice Models with Applications to Departure Time and Route Choice. *Handbook of Transportation Science*. 2nd ed. International Series in Operations Research & Management Science, Vol. 56. New York: Springer, 2003. ISBN 1-4020-7246-5
- Ben-Akiva. M. e Morikawa, T. (1990) Estimation of Switching Models from Revealed Preferences and Stated Intentions. *Transportation Research*, 24A, 485-495.
- Ben-Akiva, M, Bolduc, D. e Bradley, M (1993), Estimation of travel model choice models with randomly distributed values of time, *Transportation Research Record* 1413, 88-97.
- Blayac, T e Causse, A. (2001) Value of travel time: a theoretical legitimization of some nonlinear representative utility in discrete choice models. *Transportation Research Part B* 35 (2001) 391±400
- Bolduc, D., Fortin, B. e Fournier, M.A. (1996). The Impact of Incentive Policies to Influence Practice Location of General Practitioners: A Multinomial Probit Analysis. *Journal of Labor Economics* 14, 703-732.
- Brownstone, D. e Train, K. (1999) Forecasting New Product Penetration with Flexible Substitution Patterns. *Journal of Econometrics*, 89, 109-129.
- DeSerpa, A. C., (1971). A Theory of the economics of time, *Economic Journal*, December, 828-846.
- DeSerpa, A. C., (1972). Microeconomic Theory and the valuation of Travel Time: Some Clarification. *Regional and Urban Economics – Vol. 2, No. 4* pp. 401-410.
- Donnea, F.X., (1971) Consumer Behaviour, transport Mode Choice and Value of Time: Some Micro-Economic Models. *Regional and Urban Economics – Vol, 1, No. 4* 355-382.
- Hammadou, H e Jayet, H, (2002), La Valeur du temps pour les déplacements à longue distance: une évaluation sur données françaises. *Les cahiers Scientifiques du Transport*. N° 42/2002- pages 3-23.
- Huq, M. (2010) Theoretical Analysis on Valuation of Time Saving. Mimeo.

- Hensher, D. e Bradley, M. (1993) Using Stated Response Data to Enrich Revealed Preference Discrete Choice Models. *Marketing Letters*, 4, 39-152.
- Hensher, D., J. Louviere, e J. Swait (1999) Combining Sources of Preference Data. *Journal Of Econometrics*, 87, 97-221.
- Jara-Díaz, S.R. e Ortúzar, J.D., (1986) Introducing The Expenditure Rate In The Estimation of Mode Choice Models, *Journal of Transport Economics and Policy*, Volume_XX111_No_3_293-308.
- Jara-Díaz, S.R. (2000) Allocation and Valuation of Travel-Time Savings. *Handbook of Transport Modeling*, Edited by D.A. Hensher and K.J. Button, Elsevier Science Ltda.
- Jiang, M, Morikawa, T., (2004) Theoretical Analysis on the variation of value of travel time savings. *Transportation Research Part A* 38 551-571.
- Lancaster, K. J. (1966) A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74, 132-157.
- Lenk, P.J., Desarbo, W.S., Green, P.E. e Young, M.R. (1996). Hierarchical Bayes Conjoint Analysis: Recovery of Partworth Heterogeneity from Reduced Experimental Designs. *Marketing Science* 15, 173-191
- LeSage (1999), *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, mimeo.
- Luce, R.(1959). *Individual Choice Behavior. A Theoretical Analysis*. Wiley, New York.
- Klier, T. e McMillen, D. P., (2006) Clustering of Auto Supplier Plants in the U.S.: GMM Spatial Logit for Large Samples. *Mimeo*.
- McFadden, D. L , (1974) The Measurement of Urban Travel Demand, *Jornal of Public Economics*.
- McFadden, D. (1984). *Econometric Analysis of Qualitative Response Models*. En Z. Friliches y M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics II*. Elsevier Science, Oxfor
- McFadden, D. L., (2000a) *Economic Choice – Prize Lecture*, December 8, 2000 – *Economic Science*.
- McFadden, D.L. (2000b) *Disaggregate Behavioral Travel Demand’s RUM Side A 30-Year Retrospective*. - presentation at the International Association of Travel Behavior Analysts, Brisbane, Australia, July 2, 2000, and at RU2000, Duke University, Aug. 6, 2000.
- McGillivray, R.G., (1970) Demand And Choice Models of Modal Split, *Journal of Transport Economics and Policy*, Volume_1V_No_2_192-207.
- Morikawa, T. (1989) *Incorporating Stated Preference Data in Travel Demand Analysis*, Ph.D. Dissertation, Department of Civil Engineering, MIT.
- Morikawa, T., Ben-Akiva, M. e Yamada, K. (1991) "Forecasting Intercity Rail Ridership Using Revealed Preference and Stated Preference Data," *Transportation Research Record*, 1328, 30-35.
- Ortúzar, J. D. e Willumsen, L. G. (1997) *Modeling Transport – Second Edition – John Wiley & sons*.
- Pinkse J. e Slade, M.E., (1998), *Contracting in Space: An application of spatial statistics to discrete-choice models*, *Journal of Econometrics*, 85:125-154.
- Plano Diretor e Operacional do Transporte Intermunicipal de Passageiros do Estado do Ceará (PDOTIP-CE). Contrato DERT-CE/ASTEF, 2006. Coordenador: Prof. Carlos Felipe Grangeiro Loureiro
- Poduje, M. A. S., (2002) *Estimacion de Valores de Disposicion a Pagar con Modelos logit Mixto*. Pontificia Universidad Catolica de Chile Escuela de Ingenieria

- R Development Core Team (2009). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Train, K. E. e McFadden, (1978), The Goods/Leisure Tradeoff and Disaggregate Work Trip Mode Choice Models. *Transportation Research*, Vol. 12, No. 5, 349-353.
- Train, K.E., McFadden, D. e Ben-Akiva, M. (1987) Recreation The demand for local telephone service: A fully discrete model of residential calling patterns and service choice. *Rand Journal of Economics* 18, 109-123
- Train, K.E., (1998) Recreation Demand Models with Taste Differences Over People. *Land Economics*, Vol. 74, No. 2.
- Train, K. E., (2003), *Discrete Choice Models with Simulation*, Cambridge Press.
- Tuong, P e Hensher D.A., (1985a) Measurement of Travel Time Values and Opportunity Cost from a Discrete-Choice Model. *The Economic Journal*. Vol. 95, No. 378 (Jun., 1985), pp.438-451.
- Tuong, P e Hensher D.A., (1985b) A Valuation of Travel Time Savings A Direct Experimental Approach. *Journal of Transport Economics and Policy*. Vol. 19, pp.237-261.
- Vichiensan, V. (2005) *Mixed Logit Model With Structuralized Spatial Effects*. Mimeo.