

ESTIMANDO A DEMANDA DOMICILIAR POR TELEFONES FIXOS COM DADOS AGREGADOS BRASILEIROS

Mauricio Canêdo-Pinheiro[†]

Luiz Renato Lima[‡]

Este artigo usa dados agregados brasileiros para estimar a demanda domiciliar por telefones fixos. Com relação à literatura prévia sobre o tema, podem ser ressaltados três avanços metodológicos: (i) o caráter não-linear da escolha individual é preservado no modelo agregado; (ii) a agregação é feita de modo a considerar o viés gerado pela heterogeneidade entre os indivíduos dentro das regiões; (iii) é usada uma matriz de covariância robusta à presença de dependência espacial [Driscoll & Kraay (1998)]. Percebe-se que a consideração do viés de agregação altera significativamente os resultados. Além disso, simulações construídas a partir das estimativas encontradas indicam que a redução da assinatura básica em 50% aumentaria em apenas 3,3% os domicílios brasileiros com telefone fixo. Este impacto modesto é provavelmente resultado do comportamento dos domicílios de baixa renda. Em grande parte destes domicílios, existe somente um tipo de telefone, móvel ou fixo. Nesse caso, mesmo com uma redução significativa da assinatura do telefone fixo, boa parte deles ainda deve optar pelo telefone móvel, na medida em que este último, além de garantir mobilidade, tende a comprometer uma parcela menor da renda mensal.

Palavras-Chave: Estimação de Demanda, Universalização em Telecomunicações, Viés de Agregação, Dependência Espacial, Telefonia Fixa.

Classificação JEL: L96, L51.

1 INTRODUÇÃO

Durante muitos anos a oferta de telefones fixos esteve claramente abaixo da demanda, com imensas filas de espera e a criação de um mercado secundário de linhas telefônicas, que chegavam a custar alguns milhares de dólares. A privatização e a introdução do marco regulatório do setor de telecomunicações possibilitaram a rápida expansão da infra-estrutura, causando um aumento significativo da densidade de telefones fixos em um período muito curto de tempo. A título de ilustração, em 1998 o Brasil tinha 12 telefones fixos para cada cem habitantes, atingindo quase 22 telefones fixos por cem habitantes em 2001. No entanto, a partir desse ano, a densidade de telefones fixos oscilou entre a estagnação e a redução: estima-se que no final de 2008 tal densidade era de aproximadamente 21,5 telefones fixos para cada centena de habitantes, praticamente a

[†] Pesquisador do IBRE/FGV.

[‡] Professor Assistente da EPGE/FGV.

mesma de 2001.

O diagnóstico mais disseminado para explicar a interrupção do crescimento da telefonia fixa é que se trata de insuficiência de demanda. Os contratos de concessão impuseram uma ambiciosa lista de obrigações de investimento. No que diz respeito à telefonia fixa, o Plano Geral de Metas de Universalização (PGMU) estabelece, entre outras obrigações, que todas as localidades acima de trezentos habitantes devem ter acessos individuais disponíveis aos consumidores. Ademais, atualmente a fila de espera por um telefone fixo é inferior a 1% do total de linhas em serviço. Mediante solicitação, um consumidor espera apenas uma semana para obter um telefone fixo em um centro urbano [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)]. Claramente, não há insuficiência de oferta. Aos preços vigentes, os consumidores não têm demandado telefones fixos a ponto de sustentar o crescimento da densidade observado logo após a reforma do setor. Em particular, o alto preço da assinatura tem sido apontado como o principal entrave ao crescimento da demanda pelo acesso domiciliar à telefonia fixa.

Por conta deste cenário, a ANATEL criou o Acesso Individual Classe especial (AICE), um telefone fixo com assinatura 40% inferior ao Plano Básico, mas sem a franquia de minutos associada a este último.¹ Também foi anunciada a proposta de criação do ‘telefone social’ pelo Ministério das Comunicações, voltado para os domicílios de menor renda e com assinatura 50% inferior a definida no Plano Básico. A adesão ao AICE foi muito limitada e o ‘telefone social’ não chegou a ser colocado em prática. De todo o modo, cabe a pergunta: qual seria o impacto da redução do preço da assinatura na demanda pelo acesso ao telefone fixo?

Para responder a esta pergunta pretende-se estimar a demanda domiciliar pelo acesso à telefonia fixa com dados agregados brasileiros extraídos da Pesquisa Nacional por

1. Além disso, está prevista a cobrança de uma taxa de completamento, que incide sobre cada ligação efetuada. Ou seja, como o preço do minuto é o mesmo do Plano Básico, significa que a redução na assinatura se deu as expensas do aumento do preço do uso do telefone fixo. Mais detalhes ver Regulamento n. 427 da ANATEL.

Amostras de Domicílios (PNAD).² Saliente-se que a literatura internacional sobre estimação da demanda residencial por telefones fixos, salva algumas exceções, é baseada em dados agregados. Em resumo, normalmente relaciona-se a densidade de telefones fixos com algumas características médias regionais. No entanto, a estimação de modelos de demanda com dados agregados levanta uma série de questões, muitas delas não consideradas apropriadamente na literatura empírica.

A primeira delas tem a ver com o fato do bem em questão ser discreto, o que torna o modelo de escolha individual intrinsecamente não-linear. Em Stocker (1993) mostra-se que, sob certas hipóteses a respeito das demandas dos consumidores, é possível estimar e recuperar parâmetros individuais a partir de dados agregados regionais. No entanto, como estas hipóteses implicam equações de demanda individuais intrinsecamente lineares, a princípio a agregação de modelos não-lineares não pode ser feita sem levar em consideração a distribuição dos atributos entre os consumidores. A maioria dos trabalhos relativos à telefonia fixa ignora esta questão. Muitos sequer preservam a estrutura não-linear do problema de escolha individual no modelo agregado [Albery (1995), Eriksson, Kaserman & Mayo (1998) e algumas especificações de Crandall & Waverman (2000), por exemplo]. Outros a preservam, mas não consideram o problema gerado pela agregação de indivíduos em modelos não-lineares [Hausman, Tardiff & Belinfante (1993), Albery (1995), Garbacz & Thompson (1997, 2002, 2003) e Riordan (2002), por exemplo]. Os poucos que consideram o problema da agregação o fazem assumindo alguma distribuição particular no que diz respeito aos atributos individuais [Taylor & Kridel (1990) e Akerberg *et alli* (2008), por exemplo].

A segunda questão se relaciona com a possibilidade de dados em painel apresentarem correlação espacial, na medida em que as unidades *cross-section* estão potencialmente sujeitas a choques comuns. Embora esta dependência espacial normalmente não afete a consistência dos parâmetros estimados, pode gerar estimativas inconsistentes dos desvios-padrão dos mesmos. Dos trabalhos que usam dados agregados em painel, aparentemente nenhum leva em consideração a possibilidade de dependência espacial.

2. O objeto de estimação é a demanda pelo acesso, e não pelo uso do telefone fixo. Para um exemplo de estimação de demanda pelo uso com dados brasileiros ver Manfrim & Da Silva (2007).

Entretanto, embora estime a demanda por telefones fixos com dados agregados, seria possível fazê-lo com dados individuais, disponíveis na PNAD. A opção pela agregação é resultado de uma característica da PNAD: o mesmo domicílio não é acompanhado ao longo do tempo. Desse modo, não é possível levar em consideração atributos individuais não observáveis da demanda, salvo pela imposição de determinada distribuição aos mesmos. A solução encontrada é a agregação das variáveis individuais em médias regionais que, no mesmo espírito dos estimadores de pseudopainel, permitiria recuperar os parâmetros individuais. A este respeito, optou-se por usar o método proposto em Kelejian (1995), que não requer hipótese sobre a distribuição dos atributos individuais dentro de cada região e, além disso, permite estimar a demanda por telefones fixos com dados agregados sem que a heterogeneidade dos consumidores seja um problema.³ No que tange à dependência espacial, utiliza-se a matriz de covariância proposta em Driscoll & Kraay (1998).

Sendo assim, este trabalho mostra-se muito útil na avaliação de diversas políticas de universalização colocadas em prática recentemente. Ao estimar, por exemplo, o impacto da redução do valor da assinatura no número de domicílios com telefone fixo, tem-se um parâmetro para avaliar a eficácia e a eficiência de políticas públicas como o ‘telefone social’. Além disso, com a identificação de fatores sócio-demográficos que influenciam a escolha do consumidor, criam-se condições para que o regulador coloque em prática políticas públicas de universalização voltadas para grupos sociais ou regiões específicas.

O presente trabalho organiza-se em quatro seções. A seção 2 descreve o modelo de escolha individual, claramente não-linear. A seção 3 mostra como passar convenientemente do modelo de escolha individual para um modelo de demanda agregada. Por sua vez, a seção 4 descreve os dados e a especificação utilizados na estimação do modelo descrito na seção modelo agregado. Os resultados e algumas implicações destes em termo de políticas públicas são apresentados na seção 5. Seguem-se breves considerações finais.

3. Obviamente tal ganho não vem sem custos, em particular no que diz respeito a não consideração das informações sobre a distribuição dos atributos individuais observáveis. Este tema será retomado com detalhes na seção 3.

2 AS ESCOLHAS INDIVIDUAIS

Seja a utilidade indireta do i -ésimo consumidor, que reside na região $s \leq S$ na data $t \leq T$, caso tenha acesso à telefonia fixa, definida como:

$$u_{ist} = \delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \varepsilon_{ist}, \quad (1)$$

em que p_{st} é vetor com preços e tarifas de telefonia fixa, Z_{st} é vetor com variáveis que assumem o mesmo valor para todos os indivíduos da região e X_{ist} é vetor com variáveis específicas do indivíduo, δ é parâmetro que reflete características não observáveis dos consumidores, α , β e γ são vetores de parâmetros e ε_{ist} é o termo de erro aleatório.⁴ Por sua vez, a utilidade indireta do consumidor, caso não opte por ter um telefone fixo, é normalizada para zero.

Somente é possível observar se o consumidor possui ou não possui telefone fixo. Sendo assim, mostra-se conveniente definir D_{ist} tal que:

$$D_{ist} = 1 \text{ se } u_{ist} = \delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \varepsilon_{ist} \geq 0, \quad (2a)$$

$$D_{ist} = 0 \text{ se } u_{ist} = \delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \varepsilon_{ist} < 0. \quad (2b)$$

Deste modo, se ε_{ist} é idêntica e independentemente distribuído com densidade simétrica e distribuição acumulada $F(p_{st}, Z_{st}, X_{ist})$, a probabilidade de um indivíduo optar por ter telefone fixo em cada período é dada por:

4. Mesmo com um modelo um pouco mais geral, incluindo interações entre X_{ist} , Z_{st} e p_{st} e destes dois últimos vetores com características não-observáveis [ver, por exemplo, Nevo (2000)], os argumentos desta seção (e da próxima) ainda são válidos.

$$P_{ist} \equiv \Pr(D_{ist} = 1 | p_{st}, Z_{st}, X_{ist}, \delta_{is}) = \Pr(\delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \varepsilon_{ist} \geq 0), \quad (3a)$$

$$= 1 - F(-\delta_{is} - p'_{st}\alpha - Z'_{st}\beta - X'_{ist}\gamma), \quad (3b)$$

$$= F(\delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma). \quad (3c)$$

Percebe-se que a utilização de modelos lineares se mostra inadequada, pois nesse caso não há como garantir que $0 \leq \delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma \leq 1$, como convém para uma probabilidade. Sob a hipótese de que $P_{ist} = F(p_{st}, Z_{st}, X_{ist}) = \frac{e^{\delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma}}{1 + e^{\delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma}}$ chega-se aos modelos da família *logit*.⁵ Deste modo, a escolha dos indivíduos que vivem em uma determinada região pode ser modelada como [Train (2003)]:

$$\ln\left(\frac{P_{ist}}{1 - P_{ist}}\right) = \delta_{is} + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma. \quad (4)$$

Os coeficientes de (4) não são diretamente interpretáveis, mas é possível calcular os efeitos marginais de cada variável [Train (2003)]:

$$\frac{\partial P_{ist}}{\partial W_{ist}} = P_{ist} (1 - P_{ist}) \vartheta = \frac{e^{\delta_{is} + W'_{ist}\vartheta}}{(1 + e^{\delta_{is} + W'_{ist}\vartheta})^2} \vartheta, \quad (5)$$

em que ϑ é o vetor de parâmetros que concatena α , β e γ e W_{ist} é o vetor que concatena p_{st} , Z_{st} e X_{ist} .

5. Se δ_{is} assume o mesmo valor para todos os indivíduos tem-se o modelo *logit*. Quando δ_{is} varia entre os indivíduos chega-se ao modelo *logit* com coeficientes aleatórios (ou *mixed logit*) [Train (2003)]. Nesse último caso a distribuição incondicional $\Pr(D_{ist} = 1 | p_{st}, Z_{st}, X_{ist}) = \int P_{ist} \psi(\delta) d\delta$, em que $\psi(\delta)$ é a densidade de δ , é diferente da distribuição condicional P_{ist} .

3 DAS ESCOLHAS INDIVIDUAIS PARA A DEMANDA AGREGADA

3.1 Identificação de Atributos Individuais Não Observáveis na Disponibilidade de Microdados

A estimação dos coeficientes da equação (4) requer informações a respeito de cada indivíduo. Além disso, a princípio, o parâmetro que reflete as características individuais não observáveis (δ_{is}) somente seria passível de estimação na existência de dados em painel, ou seja, caso fossem observadas as escolhas de um mesmo indivíduo ao longo do tempo. Sendo assim, alguns modelos de escolha discreta podem ser consistentemente estimados considerando δ_{is} como um parâmetro fixo a ser estimado (e não uma como variável aleatória). Os modelos da família *logit* estão entre eles [Honoré (2002), Hsiao (2003), p. 194-199].

No entanto, nem sempre dados individuais em painel estão disponíveis. Nesse caso, ainda é possível estimar paramétrica e consistentemente modelos de escolha discreta quando δ_{is} é tratado como sendo aleatório [Honoré (2002) e Hsiao (2003), p. 199-202].⁶ Em modelos de demanda, a opção mais usual é assumir alguma distribuição a respeito das variáveis não observáveis e fazer a estimação do modelo por máxima verossimilhança simulada [ver, por exemplo, Berry, Levinson & Pakes (1995) e Nevo (2000)].⁷

3.2 Considerando a Heterogeneidade de Atributos Não Observáveis pela Agregação dos Indivíduos

Na estimação de modelos lineares, a presença de atributos individuais não observados pode ser contornada pelo uso de estimadores de pseudopainel. Basicamente, tal estratégia consiste em agregar os indivíduos em diferentes coortes ou grupos (regiões geográficas, no caso em análise). Os parâmetros do modelo de decisão individual são então estimados pela regressão das médias da variável dependente nas coortes nas mesmas médias dos

6. Obviamente, também é possível fazê-lo quando os dados em painel estão disponíveis.

7. Na verdade, mesmo com dados em painel, esta abordagem não é incomum. Ver, por exemplo, Revelt & Train (1998).

regressores e em variáveis *dummy* para as coortes [Ridder & Moffitt (2007)].⁸ Desta maneira, é possível prescindir de hipóteses sobre a forma funcional exata da distribuição dos atributos individuais não observados. Sendo assim, uma questão se impõe: seria possível uma abordagem análoga no caso de modelos da família *logit*, intrinsecamente não lineares? Para responder a esta questão definam-se:

$$\bar{D}_{st} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} D_{ist}}{N_{st}}, \quad (6a)$$

$$\bar{X}_{st} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} X_{ist}}{N_{st}}, \quad (6b)$$

$$\bar{\delta}_s = \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} \delta_{is}}{N_{st}}, \quad (6c)$$

em que N_{st} é o número de domicílios da região s no período t . Perceba que as variáveis de carácter individual passam a ser expressas em termos de proporções ou médias relativas à região. Por exemplo, a variável *dummy* que indica a escolha individual de ter ou não ter um telefone fixo é transformada na teledensidade da região (\bar{D}_{st}). Se a variável for, por exemplo, renda domiciliar, passa a ser expressa como renda média dos domicílios da região.

A respeito do uso de dados agregados cabe salientar que é preciso preservar a estrutura não-linear do modelo de decisão individual [Stoker (1993)]. Deste modo, não é adequado o uso de modelos lineares tal como em Albery (1995), Gassner (1998), Garbacz & Thompson (2007), Eriksson, Kaserman & Mayo (1998), Riordan (2002) e em algumas especificações de Crandall & Waverman (2000). Na verdade, deve-se estimar um modelo da forma $\ln\left(\frac{\bar{D}_{st}}{1-\bar{D}_{st}}\right) = f(\bar{\delta}_s, p_{st}, Z_{st}, \bar{X}_{st}) + \zeta_{st}$, em que ζ_{st} é o termo de erro.

8. Para um exemplo do uso de estimadores de pseudopanel na estimação da demanda pelo acesso à telefonia fixa ver Gassner (1998).

No caso específico da demanda por telefones fixos, usualmente estima-se o modelo definido por [ver, por exemplo, Garbacz & Thompson (1997, 2002, 2003)]:

$$d_{st} \equiv \ln\left(\frac{\bar{D}_{st}}{1-\bar{D}_{st}}\right) = \bar{\delta}_s + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma + \zeta_{st}, \quad (7)$$

O método usualmente empreendido é conhecido como Mínimo Logit Qui-Quadrado (MLQQ), que nada mais é que um caso particular do método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), em que a variância de ζ_{st} é heterocedástica e estimada por

$$\sigma_{st}^2 = \frac{1}{N_{st}\bar{D}_{st}(1-\bar{D}_{st})} \text{ [Maddala (1983), p.29-30].}$$

No entanto, a especificação descrita em (7) não é adequada sob heterogeneidade dos indivíduos dentro das regiões [Kelejian (1995)]. Na verdade, a equação (7) parte do pressuposto equivocado de que $E[f(\bar{\delta}_s, p_{st}, Z_{st}, \bar{X}_{st})] = f[\bar{\delta}_s, p_{st}, Z_{st}, E(X_{ist})]$ dentro de cada região [Heckelman & Sullivan (2002)].

Nota-se que a igualdade $E[f(\bar{\delta}_s, p_{st}, Z_{st}, \bar{X}_{st})] = f[\bar{\delta}_s, p_{st}, Z_{st}, E(X_{ist})]$ somente vale no caso em que os atributos individuais observados (X_{ist}) e não observados (δ_{is}) não variam entre os consumidores da mesma região. Caso o interesse resida somente no impacto dos preços sobre a demanda do produto, seria possível ignorar o efeito dos atributos dos consumidores na escolha individual. No entanto, no caso específico da demanda por telefones fixos, mensurar o impacto destes atributos (em particular o efeito da renda) mostra-se muito útil para balizar a política de universalização. Nesse caso, a princípio, a inclusão dos atributos individuais no modelo implica ter que fazer hipóteses mais específicas sobre a distribuição dos mesmos entre os indivíduos.⁹ Obviamente, isto tende a complicar a especificação do modelo de demanda agregada, pois se torna necessário incluir a estrutura da distribuição dos atributos individuais – observados e não observados –

9. Ver Taylor & Kridel (1990) e Akerberg *et alli* (2008) para exemplos de estudos que estimam a demanda por telefones fixos pela combinação de dados agregados e hipóteses sobre a distribuição exata dos atributos individuais.

como parte do modelo [Stoker (1993)].

Também é possível combinar observações individuais observadas de X_{ist} , que no Brasil, por exemplo, podem ser extraídas de pesquisas como a PNAD, hipóteses sobre a distribuição dos atributos não observados e dados agregados sobre as escolhas individuais (\bar{D}_{st}). Para exemplos de tal abordagem ver Berry, Levinson & Pakes (1995) e Nevo (2000). No entanto, saliente-se que, na presença de atributos individuais não observados, sempre é necessária alguma hipótese sobre a distribuição destes entre os indivíduos.

Felizmente, Kelejian (1995) propõe um método que, no espírito dos estimadores de pseudopainel em modelos lineares, prescinde de qualquer hipótese sobre a distribuição exata dos atributos individuais e, ao mesmo tempo, leva em consideração a heterogeneidade dos mesmos. Este método é baseado no resultado de que, sob hipóteses razoáveis, o equivalente agregado do modelo de decisão individual descrito em (4) é:

$$d_{st} = \bar{\delta}_s + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma + g(\bar{\delta}_s + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma) + v_{st}, \quad (8)$$

em que v_{st} é o termo de erro.

Em Kelejian (1995), $g(\bar{\delta}_s + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma)$ é interpretado como o viés de agregação causado pela variação dos atributos individuais dentro de cada região. Tal como sugerido em Stoker (1993), o viés e a forma funcional exata de $g(\cdot)$ dependem da distribuição de X_{ist} e δ_{is} entre os indivíduos. No entanto, Kelejian (1995) sugere que $g(\cdot)$ é não-linear e pode ser aproximada por um polinômio de ordem K :

$$g(\bar{\delta}_s + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma) \approx \sum_{k=0}^K (\bar{\delta}_s + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma)^k b_k. \quad (9)$$

em que b_k é o parâmetro associado a k -ésima potência do polinômio.

Defina-se \bar{W}_{st} como o vetor que concatena p_{st} , Z_{st} e \bar{X}_{st} . Substituindo-se (9) em (8) e ignorando-se os erros de aproximação, chega-se a [Kelejian (1995), Heckelman (1997, 2000)]:

$$d_{st} = \bar{\delta}_s + \bar{W}'_{st} \vartheta + \sum_{k=0}^K (\bar{\delta}_s + \bar{W}'_{st} \vartheta)^k b_k + v_{st}, \quad (10a)$$

$$= b_0 + \underbrace{\bar{\delta}_s(1+b_1)}_{a_s} + \underbrace{\bar{W}'_{st} \vartheta(1+b_1)}_{\lambda} + \sum_{k=2}^K (a_s + \bar{W}'_{st} \lambda)^k \underbrace{\frac{b_k}{(1+b_1)^k}}_{\phi_k} + v_{st}. \quad (10b)$$

Deste modo, dada as hipóteses assumidas, a equação (10b) representa a agregação apropriada do modelo exposto em (4). Além disso, a equação (10b) pode ser usada para se testar a presença de viés de agregação: Kelejian (1995) sugere que nesse caso a hipótese nula seja definida como $\phi_2 = \dots = \phi_K = 0$. Perceba-se que este teste não é capaz de detectar viés de agregação quando este assume a forma puramente linear.

A observação de (10b) também permite inferir que, mesmo na ausência de viés de agregação ($\phi_2 = \dots = \phi_K = 0$), os parâmetros individuais não podem ser identificados. De qualquer modo, mesmo os parâmetros agregados trazem alguma informação sobre os coeficientes individuais. Se $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_L)'$ e $\vartheta = (\vartheta_1, \dots, \vartheta_L)'$, então, para todo $1 \leq l, m \leq L$ [Heckelman (1997, 2000)]:

$$\frac{\lambda_l}{\lambda_m} = \frac{\vartheta_l(1+b_1)}{\vartheta_m(1+b_1)} = \frac{\vartheta_l}{\vartheta_m}. \quad (11)$$

Percebe-se de (11) que a razão dos coeficientes do modelo agregado pode ser usada para descrever a razão dos coeficientes do modelo de decisão individual. Deste modo, embora o parâmetro específico de determinado atributo não possa ser identificado, é

possível ordenar os atributos de acordo com o impacto relativo na probabilidade de um indivíduo optar por ter telefone fixo.

Também é possível estimar a probabilidade de um indivíduo genérico optar por ter uma linha telefônica fixa, condicionada aos dados agregados. Conforme Kelejian (1995) e Heckelman (1997, 2000):

$$P_{st} \equiv \Pr(D_{ist} = 1 | \bar{W}_{st}) = \frac{e^{a_s + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (a_s + \bar{W}'_{st}\lambda)^k \phi_k}}{1 + e^{a_s + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (a_s + \bar{W}'_{st}\lambda)^k \phi_k}} \equiv \Lambda(\bar{W}_{st}, K). \quad (12)$$

Basicamente (12) representa uma média ponderada da probabilidade individual, na qual os pesos são determinados pelas informações regionais agregadas. Como para cada indivíduo a probabilidade de ter telefone fixo é função das características pessoais, a melhor estimativa para uma pessoa escolhida aleatoriamente em determinada região é a média ponderada de todas as possíveis probabilidades naquela mesma região.

Definindo-se $\phi_1 = 1$, também não é difícil mostrar que:

$$\frac{\partial P_{st}}{\partial \bar{W}'_{st}} = [\Lambda(\bar{W}_{st}, K)][1 - \Lambda(\bar{W}_{st}, K)] \underbrace{\left[\sum_{k=1}^K (a_s + \bar{W}'_{st}\lambda)^{k-1} k \phi_k \right]}_{\Theta(\bar{W}_{st}, K)} \lambda. \quad (13)$$

Ademais, podem-se calcular as elasticidades como:

$$E_{st} \equiv \text{diag} \left(\frac{\partial P_{st}}{\partial \bar{W}'_{st}} \frac{\bar{W}'_{st}}{P_{st}} \right) = [1 - \Lambda(\bar{W}'_{st}, K)] \left[\Theta(\bar{W}'_{st}, K) \right] \text{diag} \left(\lambda \bar{W}'_{st} \right) \quad (14)$$

em que $\text{diag}(\cdot)$ é função que gera um vetor a partir da diagonal de uma matriz.

3.3 Resumo e Estratégia Adotada

De modo resumido, na disponibilidade de dados individuais em painel, é possível a estimação de atributos individuais não observáveis em modelos de escolha discreta. No entanto, quando os microdados estão disponíveis em *cross-sections* repetidas, ou seja, quando o mesmo indivíduo não é acompanhado ao longo do tempo (como na PNAD, por exemplo), a estimação atributos individuais não observáveis implica ter que fazer alguma hipótese sobre a forma funcional da distribuição dos mesmos. Esta é a abordagem mais comum na literatura. No entanto, a escolha de uma determinada distribuição para os atributos não observados está longe de ser inócua. A título de ilustração, Nevo (2000, 2008) encontra coeficientes insignificantes associados às variáveis não observadas. O mesmo autor comenta que tal resultado não sugere que as variáveis observadas explicam toda a heterogeneidade, mas sim que os dados rejeitam a distribuição assumida para os atributos não observados. Tampouco existem métodos para a seleção da distribuição mais adequada [Hensher & Greene (2003)].

No caso de modelos lineares, é possível contornar a necessidade de se fazer hipóteses sobre a forma funcional exata da distribuição dos atributos não observáveis pela agregação dos indivíduos em coortes. A princípio, nos modelos não lineares tal agregação não dispensa hipóteses sobre os atributos individuais não observáveis. Entretanto, no caso específico dos modelos da família *logit*, Kelejian (1995) mostra que a agregação é possível, embora não permita a recuperação dos atributos do modelo de decisão individual.

Sendo assim, a estratégia de estimação adotada nas próximas seções é seguir a metodologia proposta em Kelejian (1995) com dados da PNAD, agregando os indivíduos dentro de seus estados de domicílio. Se por um lado, perde-se informação sobre a distribuição observada de alguns atributos (renda, por exemplo), por outro é possível prescindir de hipóteses sobre a distribuição exata dos atributos individuais não observados. Em outras palavras, fica claro que, na ausência de dados individuais em painel, o uso de microdados não domina a estratégia de agregação dos indivíduos.

4 DADOS E ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

4.1 Dados

A Tabela 1 traz uma lista e uma breve descrição das variáveis utilizadas. Foram usadas basicamente duas fontes para a obtenção das informações necessárias para estimação da família de modelos definida por (10b). Para as informações sobre densidade de telefones fixos e dados sócio-econômicos utilizou-se a PNAD. Para dados sobre preços e tarifas telefônicas a fonte foi a agência reguladora do setor (ANATEL). A este respeito, cabe comentar que a ANATEL define as tarifas sem a incidência de impostos, mas que foram utilizados os valores com a incidência dos mesmos, que são aqueles efetivamente cobrados do consumidor. Para mais detalhes ver Apêndice. Os dados monetários foram deflacionados pelo INPC, tal como sugerido em Corseuil & Foguel (2002).

TABELA 1

Variáveis Utilizadas

Variável	Definição	Fonte
FIXO	% dos domicílios com telefone fixo	PNAD
ASS	Valor da assinatura no Plano Básico (com impostos, a preços de 2005)*	ANATEL
HAB	Valor da habilitação no Plano Básico (com impostos, a preços de 2005)*	ANATEL
RENDA	Renda média domiciliar, a preços de 2005	PNAD
URBANO	% dos domicílios localizados na zona urbana	PNAD
DENSIDADE	Número de domicílios por Km ²	PNAD**
REDE	Número de domicílios com telefone fixo	PNAD
JOVEM	% das pessoas de referência do domicílio com idade inferior a 26 anos	PNAD
D2003	D2003=1 no ano de 2003 e zero, caso contrário	-
D2004	D2004=1 no ano de 2004 e zero, caso contrário	-

* Para o ano t , usam-se os valores válidos em junho do mesmo ano (e definidos em junho do ano $t - 1$).

** Dados da área de cada região de acordo com o Censo de 2000.

Além disso, tem-se que usualmente o período de referência da PNAD é o final do mês de setembro. No entanto, os reajustes das tarifas do Plano Básico ocorrem em junho. Sendo assim, a densidade telefônica medida em setembro do ano t tende a ser pouco influenciada pelos novos preços prevalecentes a partir de julho do mesmo ano. Influência maior devem ter as tarifas que vigoraram nos nove meses anteriores ao reajuste (de setembro do ano $t-1$ a junho do ano t). Desse modo, para o ano t serão utilizadas as tarifas do Plano Básico que vigoravam em junho deste mesmo ano, ou seja, que passaram a prevalecer a partir de julho do ano $t-1$. Além de ser mais coerente com a decisão dos consumidores, este expediente se mostra bastante útil para mitigar problemas de endogeneidade nas variáveis explicativas (ver subseção 4.4).

Note-se que a PNAD garante a representatividade da amostra até o nível de regiões metropolitanas. Sendo assim, quando possível, os estados foram desmembrados em região metropolitana e não-metropolitana. O resultado são 36 regiões, sendo que metade delas coincide com os limites geográficos dos estados e o restante se refere ao desmembramento devido à existência de regiões metropolitanas.¹⁰ Ademais, cabe notar que nos estados da região Norte, com exceção de Tocantins, somente são considerados os domicílios urbanos.¹¹

No que diz respeito aos anos analisados, optou-se por cobrir o período 2002-2004. Até o final da década de noventa, a fila de espera para obtenção de um telefone fixo ainda se mostrava muito grande. Dito de outro modo, a probabilidade de um consumidor desejar ter acesso à telefonia fixa e não ter este serviço disponível em sua região ainda se mostrava alta. No entanto, em anos mais recentes este problema foi contornado com o aumento dos investimentos e com a fixação de metas de universalização. Até o final de 2003 todas as localidades com mais de seiscentos habitantes estavam atendidas por linhas individuais e no final de 2005 este serviço estava disponível em todas as localidades com população

10. Os estados desmembrados em região metropolitana e não-metropolitana são Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul.

11. A partir de 2004 a PNAD passou a abranger também os domicílios rurais destes estados. No entanto, para manter a conformidade com as observações dos anos anteriores, optou-se por desconsiderar os domicílios rurais destes estados em 2004.

superior a trezentos habitantes [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)]. Para se ter uma idéia, em 1997 a fila de espera por um telefone fixo era de cerca de 2,4 milhões de linhas (aproximadamente 22% do total de assinantes) e em 2001 já alcançava a marca de apenas 200 mil (menos de 1% do total de assinantes) [World Bank (2005)].

A Tabela 2 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

TABELA 2

Algumas Estatísticas Descritivas

Variável	Unidade	2002	2003	2004
		Média (Desvio-Padrão)	Média (Desvio-Padrão)	Média (Desvio-Padrão)
FIXO	%	47,16 (16,85)	44,88 (17,21)	43,13 (16,97)
ASS	R\$ de 2005	30,43 (1,05)	29,98 (0,82)	35,62 (1,12)
HAB	R\$ de 2005	80,35 (28,03)	48,36 (16,50)	67,73 (27,88)
RENDA	R\$ de 2005	1.418,76 (485,40)	1.289,99 (425,65)	1.334,32 (432,89)
URBANO	%	86,06 13,02	86,03 (13,01)	86,26 (12,79)
DENSIDADE	Domicílios por Km ²	88,83 (162,87)	91,67 (167,67)	93,66 (170,07)
REDE	Milhares de Domicílios	686,79 (896,53)	682,01 (894,44)	677,68 (889,79)
JOVEM	%	7,43 (1,69)	7,58 (2,09)	7,37 (2,05)

4.2 Especificação do Modelo

Basicamente, foram estimadas diferentes versões do modelo definido em (10b):

$$\ln\left(\frac{FIXO_{st}}{1 - FIXO_{st}}\right) = a_s + a_t + \lambda_1 ASS_{st} + \lambda_2 HAB_{st} + \lambda_3 RENDA_{st} + \lambda_4 URBANO_{st} + \lambda_5 DENSIDADE_{st} + \lambda_6 REDE_{st} + \lambda_7 JOVEM_{st} + \sum_{k=2}^K \phi_k (\Gamma_{st})^k + v_{st}. \quad (15)$$

As variáveis URBANO, DENSIDADE e REDE estão relacionadas às externalidades de rede, ou seja, à possibilidade da demanda dos indivíduos por telefone fixo depender da quantidade de pessoas que também estão conectadas à rede. O sinal de DENSIDADE é controverso. Em Crandall & Waverman (2000) encontra-se sinal positivo para esta variável. No entanto, quando se controla para o tamanho da rede (REDE), o sinal tende a se tornar negativo [Riordan (2002)]. Intuitivamente, este resultado sugere que a comunicação vis-à-vis é em certa medida um substituto para o telefone fixo. Nesse sentido, como DENSIDADE e REDE são positivamente correlacionadas, é possível que em Crandall & Waverman (2000) a densidade populacional tenha capturado os dois efeitos: externalidade de rede e comunicação vis-à-vis. Nesse sentido, embora a variável URBANO usualmente tenha sinal positivo [Eriksson, Kaserman & Mayo (1998), Garbacz & Thompson (1997, 2002, 2003)], não será surpresa que, uma vez controlado para o tamanho da rede, ela apareça com sinal negativo.

Além disso, a variável JOVEM mede a maior propensão das novas gerações com relação à adoção de novas tecnologias, em particular com relação ao telefone móvel [Rodini, Ward & Woroch (2003)]. Por outro lado Grilli (2004) interpreta esta variável como uma medida de incerteza a respeito do futuro. De qualquer modo, em ambos os casos espera-se que o seu sinal seja negativo.

A inclusão das variáveis *dummies* regionais (a_s), em linha com a agregação proposta na seção 3, captura a média do atributo não observável dos indivíduos dentro de cada unidade geográfica. Também foram incluídas *dummies* temporais (a_t), para capturar mudanças nas preferências que atingem indistintamente consumidores de todas as regiões em determinado ano.¹²

Por fim, é lícito imaginar que a utilidade auferida pelos consumidores quando optam por ter um telefone fixo também depende do seu uso, ou seja, da quantidade de ligações que são feitas. Na literatura, normalmente o preço das ligações locais não faz parte da especificação do modelo, pois usualmente já está incluído no valor da assinatura. No Brasil, o Plano Básico dá direito a uma quantidade de ligações locais gratuitas (franquia) e define o preço das ligações que superam este limite.¹³ No entanto, grande parte dos consumidores residenciais não excede a franquia (principalmente nos domicílios de baixa renda).

Chegou-se a estimar modelos com a inclusão do preço das ligações locais excedentes (PULSO), mas os resultados mostraram-se bastante ruins (elasticidades-preço positivas e significativas, por exemplo). Talvez este resultado seja efeito da multicolinearidade entre as variáveis ASS e PULSO, cuja correlação mostra-se bastante alta (0,83). Outra possível explicação reside justamente no fato de que a variável PULSO não possui relevância para explicar a decisão de ter ou não ter um telefone fixo nos domicílios de baixa renda. Sendo assim optou-se por não incluir a variável PULSO na especificação do modelo. De qualquer modo, espera-se que os termos a_t e a_s também possam capturar o efeito de diferenças nos preços do uso do telefone fixo.¹⁴

12. No modelo de escolha individual, tal abordagem equivale a definir o atributo não observável como $\delta_{ist} = \delta_{is} + \delta_t$.

13. Até o final de 2006 as ligações locais eram tarifadas em pulsos, quando a cobrança passou a ser baseada em minutos.

14. Neste caso, este efeito incluiria não somente o uso do telefone fixo em ligações locais, mas também em ligações de longa distância e serviços adicionais.

4.3 Dependência Espacial dos Erros

Se fosse possível condicionar d_{st} em um número suficiente grande de variáveis, o termo de erro v_{st} poderia ser tratado como um choque puramente idiossincrático, salvo pela presença dos termos a_t e a_s . No entanto, dificilmente é possível incluir variáveis explicativas suficientes para eliminar toda a correlação entre diferentes regiões e entre diferentes anos [Robertson & Symons (2000)].

No que diz respeito especificamente à dependência espacial dos erros, se esta é resultado da presença de fatores comuns não-observáveis, mas que não são correlacionados com as variáveis explicativas, a consistência dos parâmetros estimados não é afetada, mas podem ser geradas estimativas inconsistentes dos desvios-padrão dos mesmos [De Hoyos & Sarafidis (2006)].

No caso da demanda domiciliar por telefones fixos, pelo menos dois choques comuns justificariam a preocupação com a dependência espacial dos erros. O primeiro deles se relaciona com a introdução de planos alternativos de telefonia fixa. Embora grande parte dos domicílios ainda opte pelo Plano Básico, as concessionárias (e mesmo empresas de TV a cabo) vêm progressivamente ofertando outras possibilidades para os consumidores. O segundo choque que poderia gerar dependência espacial dos erros é relacionado com a disseminação da telefonia móvel. As operadoras de telefonia móvel cada vez mais têm ofertado planos que muitas vezes podem ser encarados como substitutos para a telefonia fixa, principalmente nos domicílios mais pobres. Nos domicílios mais ricos, em que estes serviços tendem a se complementar, a disseminação do telefone móvel também tende a afetar a decisão dos consumidores, pois aumenta o valor que se atribui ao telefone fixo.¹⁵

Deste modo, optou-se por utilizar a matriz de covariância robusta à dependência espacial proposta em Driscoll & Kraay (1998). Aliás, esta nada mais é do que uma adaptação da matriz de covariância de Newey & West (1987). Deste modo ela também é robusta à heterocedasticidade e à autocorrelação serial.

15. O mesmo pode ser dito com relação ao acesso à Internet.

Reescrevendo-se (15) em linguagem matricial como $d = Q(\Upsilon) + v$, onde d é o vetor de variáveis independentes, Υ o vetor de parâmetros, Q uma função não-linear e v o vetor de erros, a matriz de covariância definida em Driscoll & Kraay (1998) pode ser definida como:

$$\frac{1}{T} \left(\frac{\hat{\Xi}' \hat{\Xi}}{ST} \right)^{-1} \hat{\Psi}_T^{-1} \left(\frac{\hat{\Xi}' \hat{\Xi}}{ST} \right), \quad (16)$$

em que $\hat{\Xi} = \frac{\partial E[d | Q(\hat{\Upsilon})]}{\partial \Upsilon}$, $\hat{\Psi}_T = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^q (\hat{\Omega}_j + \hat{\Omega}_j' \left(1 - \frac{j}{q+1} \right))$, $\hat{\Omega}_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T h_t(\hat{\Upsilon}) h_{t-j}(\hat{\Upsilon})$,

$h_t(\hat{\Upsilon}) = S^{-1} \sum_{s=1}^S h_{st}(\hat{\Upsilon})$ e $h_{st}(\hat{\Upsilon})$ o vetor de condições de ortogonalidade, ou seja, é o vetor

$\hat{\Xi}'_{st} v_{st}$ avaliado em $\hat{\Upsilon}$.

Com relação à escolha de q em (16), segue-se a sugestão de Newey & West (1987) e define-se $q = \text{int} \left[4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \right]$, onde $\text{int}(\cdot)$ é função que seleciona somente a parte inteira de um número.

4.4 Endogeneidade dos Preços

Uma das questões mais relevantes na estimação de modelos de demanda é a endogeneidade dos preços. Entretanto, este não é, a princípio, um problema no caso da telefonia fixa no Brasil, pois se trata de um setor cujos preços são regulados.¹⁶

Entretanto, caso esta regulação de alguma maneira leve em consideração a densidade de telefones em cada região, então pode ser introduzida uma fonte de endogeneidade. Em particular, se o regulador atribui valores menores para a assinatura e

16. Na verdade, a ANATEL regula as tarifas do Plano Básico, mas as concessionárias e demais empresas do setor podem ofertar planos alternativos, livres de regulação. No entanto, no período analisado grande parte dos consumidores residenciais ainda utilizava o Plano Básico.

habilitação em regiões com menor densidade telefônica, os coeficientes destas variáveis tendem a ser subestimados [Riordan (2002)]. No entanto, este não é o caso. No período analisado, todas as regiões estiveram sujeitas ao mesmo índice de reajuste. Deste modo, como em 1998 os valores da assinatura e habilitação (sem impostos) eram os mesmos em todas as regiões, não haveria motivos para crer em endogeneidade dos preços.

A única possível objeção a este argumento reside no fato de que, em cada estado, a concessionária tem alguma liberdade para distribuir o aumento percentual definido no contrato de concessão entre o valor da assinatura, habilitação e pulsos excedentes. Nesse caso, se as escolhas das empresas guardassem alguma relação com a densidade de telefones fixos, então poder-se-ia falar em endogeneidade. No entanto, este também parece não ser o caso para a variável ASS. Não é incomum uma concessionária optar pelo mesmo aumento percentual em todos os estados sob sua concessão, mesmo tendo eles densidades bastante distintas. A título de ilustração, em 2003 somente há diferença nos percentuais de reajuste aplicados ao valor da assinatura em cada uma das 36 regiões a partir da terceira casa decimal (e em 33 regiões foi aplicado rigorosamente o mesmo reajuste). Além disso, a variável explicativa no ano t depende do valor das variáveis ASS e HAB definidas no ano $t-1$. Sendo assim, faz pouco sentido pensar em causalidade reversa e endogeneidade.

4.5 Substituição (ou Complementaridade) entre Telefonia Fixa e Móvel

Existem evidências de que os domicílios brasileiros mais pobres optam apenas por um tipo de telefone, móvel ou fixo [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)]. Sendo assim, para estes domicílios o telefone móvel aparentemente é uma opção ao telefone fixo. Por outro lado, Garbacz & Thompson (2007) encontram que, para países em desenvolvimento, o telefone fixo seria substituto do telefone móvel, mas o contrário não valeria. Na verdade, os telefones móveis seriam complementares no mercado de telefonia fixa. Deste modo, seria desejável a inclusão de algum tipo de variável que medisse a substituição ou a complementaridade entre os serviços.

Na verdade, faria sentido modelar a escolha do consumidor em torno de quatro

opções: não ter telefone, ter apenas telefone fixo, ter apenas telefone celular ou ter ambos os tipos de telefone. Dito de outro modo, para alguns consumidores telefones móveis e fixos seriam bens complementares enquanto que para outros seriam substitutos.

No entanto, dada a diversidade de planos no segmento de telefonia móvel, é difícil a construção de variáveis que reflitam os preços dos serviços móveis em cada uma das regiões. Sendo assim, fica inviabilizada a introdução explícita desta variável na escolha de ter ou não ter um telefone fixo, ou mesmo a possibilidade de acrescentar no modelo a opção de ter um telefone móvel. Nesse sentido, pode-se encarar o modelo descrito em (15) como uma primeira aproximação. De todo o modo, espera-se que as *dummies* temporais e regionais capturem o efeito dos preços da telefonia móvel e de outras variáveis omitidas na escolha dos consumidores. Expediente semelhante é utilizado em Garbacz & Thompson (2002, 2003) para capturar o efeito do preço das ligações de longa distância na densidade de telefones fixos.

Obviamente, a não inclusão de uma alternativa relevante em modelos de escolha discreta pode comprometer os resultados dos mesmos. No entanto, mesmo os estudos que levam em consideração os preços dos serviços móveis na escolha do consumidor, o fazem estimando modelos separados para telefonia fixa e móvel. Em outras palavras, ter um telefone móvel não é incluído como uma opção do consumidor quando a escolha a respeito do telefone fixo é modelada [ver, por exemplo, Rodini, Ward & Woroch (2003), Schmidt (2005) e Garbacz & Thompson (2007)]. Sendo assim, embora não seja a especificação ideal, a não inclusão do telefone móvel como opção do consumidor, embora sujeita a críticas, está em linha com a literatura prévia sobre o tema, principalmente na ausência de informações sobre os preços dos serviços móveis.

5 RESULTADOS

A Tabela 3 resume os resultados encontrados a partir da estimação de diferentes versões de (15). Em todas as especificações não lineares foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Não-Lineares (MQNL).

TABELA 3

Resultados das Regressões(Variável Dependente: $\ln[\text{FIXO}/(1-\text{FIXO})]$)

	Modelo 1 ($K = 1$)	Modelo 1 ($K = 2$)	Modelo 3 ($K = 3$)
ASS	-0,0032*** (0,00177)	-0,0103* (0,00305)	-0,0141* (0,00312)
HAB	-0,0000 (0,00024)	-0,0006** (0,00027)	-0,0006* (0,00015)
RENDA	0,0001* (0,00002)	0,0001* (0,00004)	0,0001* (0,00004)
URBANO	2,8115* (0,45812)	1,5095** (0,71503)	-0,7785** (0,36262)
DENSIDADE	-0,0001 (0,00065)	-0,0004*** (0,00022)	-0,0009* (0,00026)
REDE	0,0019* (0,00009)	0,0035* (0,00023)	0,0040* (0,00030)
JOVEM	-3,8200* (0,87005)	-3,5667* (1,02196)	-3,0197* (0,52413)
D2003	-0,0800* (0,00899)	-0,0907* (0,00586)	-0,0885* (0,00298)
D2004	-0,1509* (0,00804)	-0,1185* (0,01122)	-0,0840* (0,01062)
ϕ_2	-	-0,0291* (0,00361)	-0,0936* (0,01457)
ϕ_3	-	-	0,0033* (0,00091)
Viés de Agregação (χ_K^2)	-	64,83*	3.507,48*
Número de Observações	108	108	108
R ²	0,9957	0,9962	0,9965
R ² Ajustado	0,9927	0,9934	0,9938

Os símbolos *, ** e *** indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Omitiu-se o valor da constante e dos efeitos fixos por conveniência. Entre parênteses o desvio-padrão robusto à dependência espacial [Driscoll & Kraay (1998)]. No teste para viés de agregação realizou-se um Teste de Wald para significância conjunta de ϕ_2, \dots, ϕ_K . Mais detalhes ver seção 3.

5.1 Viés de Agregação

Pela inspeção da Tabela 3 percebe-se que o viés de agregação é detectado em todos os modelos (com exceção do Modelo 1, obviamente): a hipótese nula de que $\phi_2 = 0$ (Modelo 2) ou $\phi_2 = \phi_3 = 0$ (Modelo 3) é fortemente rejeitada. Este padrão está de acordo com as evidências de Heckelman & Sullivan (2002), que mostram que: (i) a presença de viés de agregação aumenta com a população das regiões; (ii) a capacidade do teste proposto por Kelejjan (1995) em detectar este viés também aumenta com o tamanho da população. Outro resultado interessante de Heckelman & Sullivan (2002) é que o poder deste teste aumenta sensivelmente com a ordem do polinômio (K) utilizado na aproximação da função $g(\cdot)$ e pode ser bastante baixo para valores pequenos de K . O fato de que a detecção foi conseguida mesmo para $K = 2$ reforça as evidências de que o viés de agregação é bastante significativo.

Aliás, a mera inspeção dos coeficientes estimados (Tabela 3), já indica que o viés de agregação pode levar a conclusões erradas a respeito da demanda por telefones fixos. As variáveis ASS e HAB são bastante ilustrativas a este respeito. No Modelo 1, encontram-se coeficientes bem menores (e, portanto, elasticidades bastante inferiores) do que nos demais modelos. Também chama atenção o caso da variável URBANO, cujo coeficiente troca de sinal quando se compara o Modelo 1 e o Modelo 3. Sendo assim, como o viés de agregação não é considerado em boa parte da literatura, os resultados encontrados podem estar sujeitos a erros. Nesse sentido, esta é uma possível explicação para valores positivos e não significativos encontrados para a variável ASS em diversos estudos com dados norte-americanos [Garbacz & Thompson (1997) e Crandall & Waverman (2000), por exemplo].¹⁷

Também foram estimadas versões do modelo para $K > 3$. No entanto, por conveniência, optou-se por apresentar somente os resultados para $K \leq 3$, pois as estimativas são bastante similares. Além disso, percebe-se que de $K = 4$ em diante o R^2

17. Outra possibilidade, levantada por Riordan (2002), é a presença de endogeneidade nos preços. Ao contrário do Brasil, nos Estados Unidos a regulação destes preços é atribuição estadual. Sendo assim, é possível que a decisão do regulador leve em consideração a demanda por telefones fixos.

ajustado começa a diminuir, o que indica que a partir deste ponto o ganho em termos de ajuste não compensa a perda de graus de liberdade.

5.2 Interpretação

Os resultados apresentados na Tabela 3 podem ser mais bem interpretados se expressos em termos de elasticidades. A Tabela 4 traz estas elasticidades calculadas para os valores médios amostrais em cada ano. Tomou-se como base o Modelo 3.

TABELA 4
Evolução das Elasticidades

	2002	2003	2004
ASS	-0,1220	-0,1281	-0,1622
HAB	-0,0137	-0,0088	-0,0132
RENDA	0,0447	0,0433	0,0477
URBANO	-0,1901	-0,2025	-0,2165
DENSIDADE	-0,0236	-0,0259	-0,0282
REDE	0,7801	0,8257	0,8746
JOVEM	-0,0636	0,0692	-0,0718

Elasticidades calculadas nas médias amostrais de cada ano e a partir dos coeficientes do Modelo 3.

Percebe-se que todas as elasticidades têm o sinal esperado. Para valores médios de 2004, o efeito das externalidades de rede (REDE) é maior do que o efeito da comunicação vis-à-vis, medido pela variável DENSIDADE. Um aumento de 1% em REDE e DENSIDADE tende a aumentar a densidade de telefones fixos em 0,8464% (0,8746%-0,0282%).

Também chama a atenção o fato de que o valor da assinatura tem um impacto muito maior sobre a densidade de telefones fixos do que o valor da habilitação. Enquanto uma redução de 1% em ASS gera um aumento de 0,1622% no número de assinantes, a mesma

redução percentual em HAB implica aumento de somente 0,0132% (ambos para valores médios de 2004). Estes resultados estão em linha com as evidências encontradas para os Estados Unidos [Eriksson, Kaserman & Mayo (1998), Garbacz & Thompson (2002, 2003)] e Canadá [Solvason (1997)], que também indicam que o valor da assinatura possui uma influência muito maior na densidade de telefones fixos do que o valor da habilitação.¹⁸

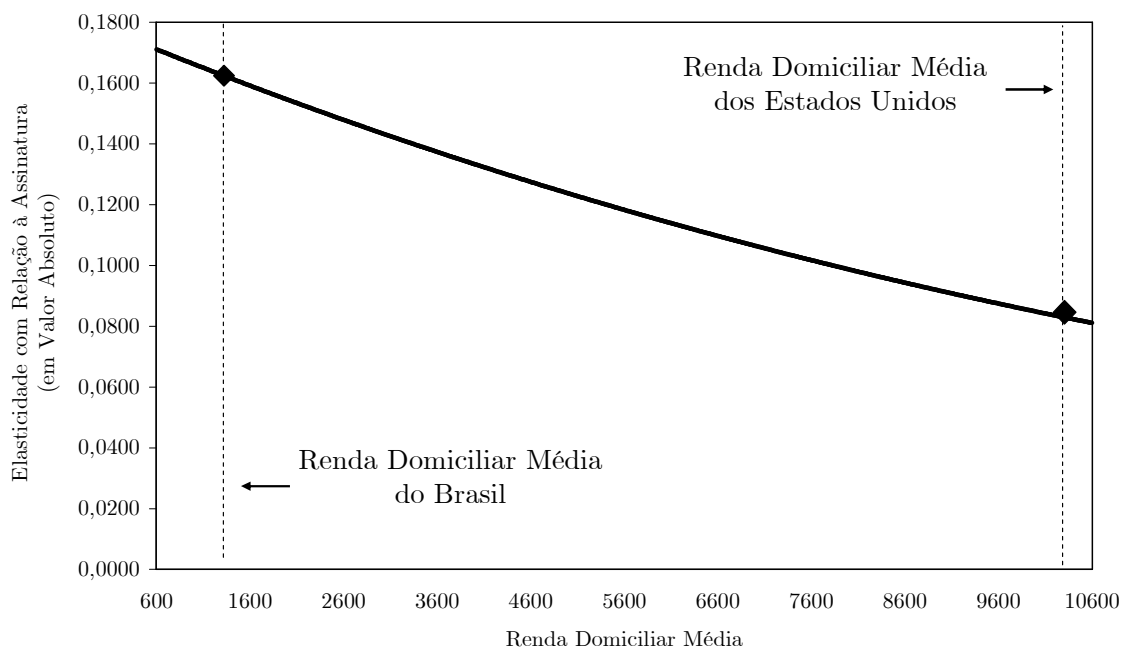
No entanto, é interessante notar que as elasticidades com relação às variáveis ASS são muito maiores do que as encontradas para países ricos. Por exemplo, Garbacz & Thompson (2003) encontram elasticidades de -0,020. Esta discrepância se deve ao fato de que em países ricos, quase todos os domicílios possuem telefone fixo. Deste modo, alterações nos preços tendem a ter pequeno impacto na decisão do consumidor. A título de ilustração, 72,8% é a maior densidade encontrada dentre as regiões brasileiras (Paraná Metropolitano) no ano de 2004, pouco superior a menor densidade encontrada para estados norte-americanos em 1970 (67,5%) [Garbacz & Thompson (2002)].

Esta diferença em termos de densidade reflete, entre outras coisas, a enorme discrepância entre a renda domiciliar média do Brasil e dos países ricos. A Figura 1 ilustra esta afirmação. Tomando-se por base o Modelo 3 e os valores médios das variáveis explicativas para o ano de 2004, percebe-se que a elasticidade com relação à assinatura cai sensivelmente conforme a renda domiciliar média aumenta. Para uma renda domiciliar média mensal de R\$ 1.334 (média de 2004), a elasticidade é de -0,1622. De acordo com Heston, Summers & Aten (2006), o PIB brasileiro, ajustado para diferenças no poder de compra, é aproximadamente 13% do norte-americano. Usando esta relação para inferir a renda domiciliar média dos Estados Unidos, chega-se a cerca de R\$ 10.310 por mês. Para este valor da renda domiciliar média a elasticidade com relação à assinatura chega à -0,0829, bem mais próxima dos valores encontrados para países ricos, embora ainda relativamente alta.¹⁹

18. Duas exceções são Hausman, Tardiff & Belinfante (1993) e Garbacz & Thompson (1997).

19. Obviamente, como Garbacz & Thompson (2002) não levam em consideração o viés de agregação, não se pode garantir que os resultados encontrados por eles estejam corretos.

FIGURA 1

Elasticidade com Relação à Assinatura Versus Renda Domiciliar Média

Também é interessante notar que a elasticidade com relação à assinatura é crescente com o valor da mesma (ver

FIGURA 2). Com o valor médio de 2004 (R\$ 35,62) esta elasticidade é de -0,1622. Reduzindo-se este valor à metade a elasticidade torna-se -0,0715.

No que tange à variável RENDA, percebe-se que a elasticidade é bastante inferior àquelas encontradas nos países ricos. Um aumento de 1% na renda domiciliar média gera um incremento de 0,0477% na densidade de telefones fixos. Nos Estados Unidos o mesmo aumento percentual geraria um incremento de 0,31% [Garbacz & Thompson (2003)]. Nota-se também que a elasticidade é crescente com a renda domiciliar média, o que parece indicar que conforme a renda aumenta, os consumidores passam a enxergar outras opções de consumo que não somente o Plano Básico de telefonia fixa. Algumas possibilidades são os planos de telefonia móvel ou mesmo planos alternativos de telefonia fixa. Nesse sentido, com a renda domiciliar média norte-americana, a elasticidade com relação à variável RENDA é cerca de 0,1884, bem mais próxima do valor encontrado em Garbacz & Thompson (2003), conforme pode ser visto na Figura 3.

FIGURA 2

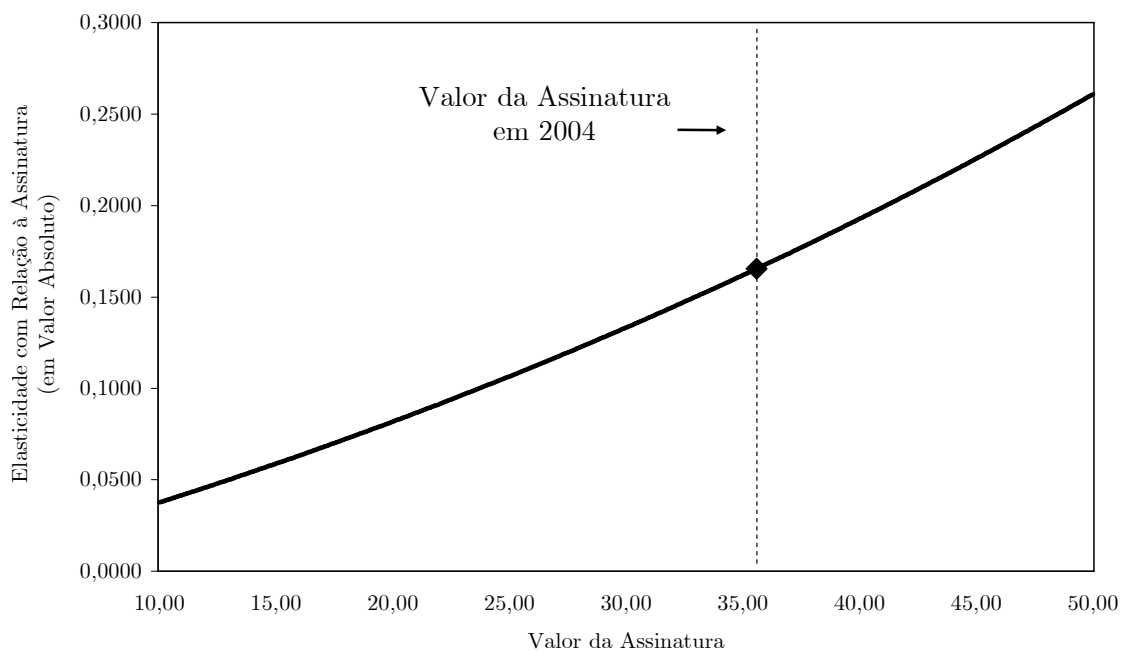
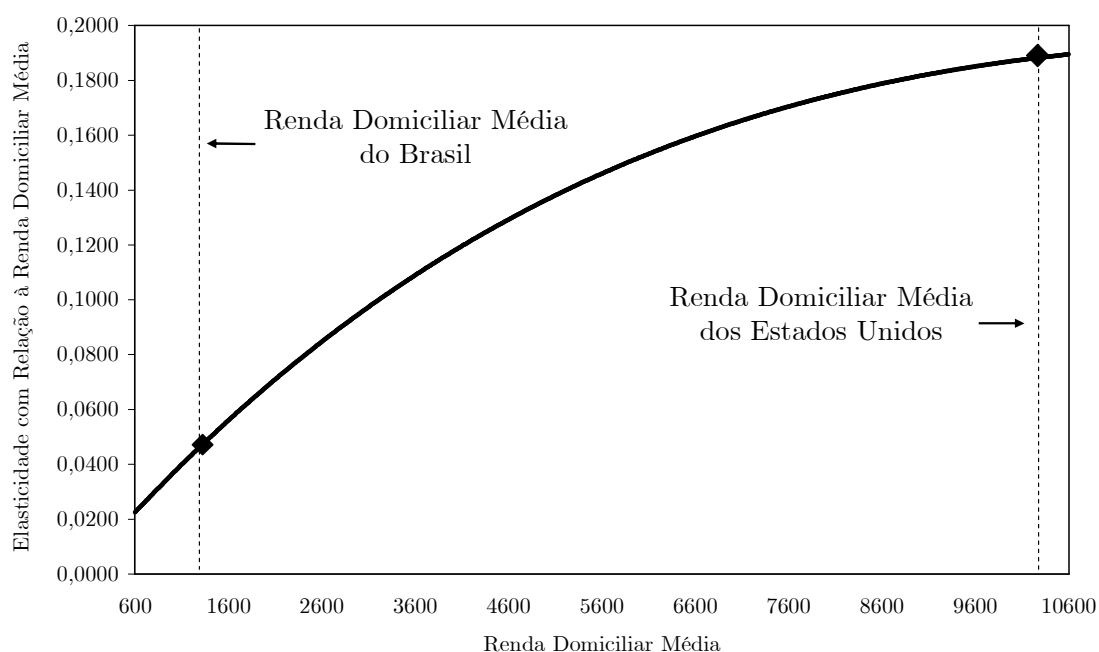
Elasticidade com Relação à Assinatura Versus Preço da Assinatura

FIGURA 3

Elasticidade com Relação à Renda Domiciliar Média



5.3 Implicações para Política Pública

Em termos de política de universalização os resultados encontrados permitem tirar algumas lições importantes. Em primeiro lugar, o efeito da redução do valor da assinatura, apontada como a solução para aumentar o número de domicílios com telefone fixo, é bastante modesto. Uma redução de 50% neste valor, tal como a proposta do Telefone Social do Ministério das Comunicações, incluiria apenas 1.658.815 domicílios na rede de telefonia fixa (aumento de 3,30%). Este pequeno impacto é provavelmente resultado do comportamento dos domicílios de baixa renda. Em grande parte destes domicílios, existe somente um tipo de telefone, móvel ou fixo. Nesse caso, mesmo com uma redução significativa da assinatura do telefone fixo, provavelmente boa parte deles ainda deve optar pelo telefone móvel, na medida em que este último, além de garantir mobilidade, tende a comprometer uma parcela menor da renda mensal.

Em segundo lugar, fica patente que o Plano Geral de Metas de Universalização (PMGU) foi mal desenhado. As evidências apontam que as externalidades de rede são um fator muito importante na escolha de ter ou não ter um telefone fixo. Sendo assim, ao

obrigar as empresas a instalar acessos fixos individuais em pequenas localidades, o regulador optou por uma política pública de alto custo e pequeno retorno social. Este argumento é reforçado quando se leva em consideração que a renda domiciliar nas áreas rurais é geralmente menor do que nas áreas urbanas. Neste sentido, não é coincidência que a demanda por acessos fixos individuais em localidades com menos de 600 habitantes tem sido muito pequena [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)].

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura aplicada que busca estimar a demanda pelo acesso à telefonia fixa tem usado primordialmente dados agregados. Este trabalho segue esta tradição e a partir de dados brasileiros mostra que, do ponto de vista metodológico, a não consideração do viés gerado pela heterogeneidade entre os consumidores pode afetar os resultados. Nesse sentido, boa parte das evidências encontradas para outros países [Eriksson, Kaserman & Mayo (1998), Garbacz & Thompson (1997, 2002, 2003) e Crandall & Waverman (2000), por exemplo] deveria ser reexaminadas à luz desta conclusão.

Do ponto de vista dos resultados, e de seus desdobramentos em termos de políticas públicas, mostra-se que a redução do valor da assinatura mensal tem um impacto muito pequeno na densidade de telefones fixos. Por exemplo, a redução de 50% proposta pelo Ministério das Comunicações aumentaria em apenas 3,30% o número de domicílios com telefone fixo. Atualmente a maior parte dos domicílios de baixa renda possui apenas um tipo de telefone, móvel (pré-pago) ou fixo. Nesse caso, o resultado encontrado indica que é bastante provável que grande parte destes domicílios opte por permanecer com o telefone móvel pré-pago como único acesso domiciliar aos serviços de telefonia.

No entanto, este trabalho não é capaz de avaliar todos os efeitos relevantes e deve ser encarado como uma primeira abordagem da questão. Na verdade, a escolha do consumidor deveria ser modelada em torno de quatro opções: não ter telefone, ter apenas telefone fixo, ter apenas telefone celular ou ter ambos os tipos de telefone. Dito de outro modo, para alguns consumidores telefones móveis e fixos seriam bens complementares

enquanto que para outros seriam substitutos. No entanto, dada a imensa variedade de planos, não é possível construir medidas dos preços dos serviços móveis para cada estado no período analisado. Sendo assim, caso se consiga indicadores dos preços da telefonia móvel para cada região, a extensão natural deste trabalho é usar a abordagem de Gentzkow (2007) – que permite acomodar corretamente a possibilidade de bens serem substitutos ou complementares – para estimar a demanda por acesso à telefonia no Brasil e os efeitos de diferentes políticas públicas.²⁰

ABSTRACT

We use Brazilian aggregated data to estimate the demand for fixed telephone access. Comparing with the previous literature we can point three methodological advances: (i) the non-linear structure from the individual choice problem is preserved in the aggregated model; (ii) the aggregation of the consumers considers the bias generated by individual heterogeneity; (iii) the covariance matrix is robust to the presence of spatial dependence errors [Driscoll & Kraay (1998)]. Accounting for aggregation changes substantially some of the results. Furthermore, simulations shows that a 50% reduction on the monthly subscriber charge reduces in only 3,3% the number of households with fixed telephone. This modest impact is probably due to the behavior of the poorest households. In most of these households, there is only one telephone, mobile or fixed. Then, even with a substantial reduction in the monthly subscriber charge, most of consumers would choose the mobile telephone, because this option would be cheaper than the fixed telephone.

REFERÊNCIAS

- ACKERBERG, D. A., RIORDAN, M. H., ROSSTON, G. L., WIMMER, B. S. (2008). Low-Income Demand for Local Telephone Service: The Effects of Lifeline and Linkup. **Mimeo.**
- ALBERY, B. (1995). What level of dialtone penetration constitutes 'universal service'. **Telecommunications Policy**, v. 19. p. 365-380.

20. Schmidt (2005) estima modelos com microdados da PNAD, mas usa técnicas tradicionais que não são capazes de lidar adequadamente com a possibilidade de complementaridade entre telefones fixos e móveis.

BERRY, S., LEVINSOHN, J., PAKES, A. (1995). Automobile prices in equilibrium. **Econometrica**, v. 63, p. 841-890.

CORSEUIL, C. H., FOGUEL, M. N. (2002). Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. **Texto para Discussão do IPEA**, n. 897.

CRANDALL, R. W., WAVERMAN, L. (2000). **Who pays for universal service? When telephone subsidies become transparent**. Washington D.C.: Brookings Institution Press.

DE HOYOS, R. E., SARAFIDIS, V. (2006). Testing for Cross-sectional Dependence in Panel Data Models. **Stata Journal**, v. 6, p. 482-496.

DRISCOLL, J. C., KRAAY, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, p. 549-560.

ERIKSSON, R. C., KASERMAN, D. L., MAYO, J. W. (1998). Targeted and untargeted subsidy schemes: Evidence from post-divestiture efforts to promote universal service. **Journal of Law and Economics**, v. 41, p. 477-502.

GARBACZ, C., THOMPSON, H. G. (1997). Assessing the Impact of FCC Lifeline and Link-Up Programs on Telephone Penetration. **Journal of Regulatory Economics**, v. 11, p. 67-78.

GARBACZ, C., THOMPSON, H. G. (2002). Estimating Telephone Demand with State Decennial Census Data from 1970-1990. **Journal of Regulatory Economics**, v. 21, p. 317-329.

GARBACZ, C., THOMPSON, H. G. (2003). Estimating Telephone Demand with State Decennial Census Data from 1970-1990: Update with 2000 Data. **Journal of Regulatory Economics**, v. 24, p. 373-378.

GARBACZ, C., THOMPSON, H. G. (2007). Demand for telecommunication services in developing countries. **Telecommunications Policy**, v. 31, p. 276-289.

GASSNER, K. (1998). An estimation of UK telephone access demand using Pseudo-Panel data. **Utilities Policy**, v. 7, p. 143-154.

GENTZKOW, M. (2007). Valuing New Goods in a Model with Complementarities: Online Newspapers. **American Economic Review**, v. 97, p. 713-744.

HENSHER, D. A., GREENE, W. H. (2003). The Mixed Logit model: The state of practice. **Transportation**, v. 30, p. 133-179.

GRILLI, L. (2004). Special tariffs to promote fixed telephony penetration: reflections from the UK experience during the 1990s. **Telecommunications Policy**, v. 28, p. 295-308.

HAUSMAN, J., TARDIFF, T., BELINFANTE, A. (1993). The effects of the Breakup of AT&T on Telephone Penetration in the United States. **American Economic Review**, v. 83, p. 178-184.

HECKELMAN, J. C. (1997). Determining Who Voted in Historical Elections: An Aggregated Logit Approach. **Social Science Research**, v. 26, p. 121-134.

- HECKELMAN, J. C. (2000). Revisiting the Relationship Between Secret Ballots and Turnout. A New Test of Two Legal-Institutional Theories. **American Politics Quarterly**, v. 28, p. 194-215.
- HECKELMAN, J. C., SULLIVAN, T. S. (2002). Testing For Aggregation Bias in a Non-Linear Framework: Some Monte Carlo Results. **Mimeo**, Winston-Salem, Edwardsville.
- HENSHER, D. A., GREENE, W. H. (2003). The Mixed Logit model: The state of practice. **Transportation**, v. 30, p. 133-176.
- HESTON, A., SUMMERS, R., ATEN, B. (2006). **Penn World Table Version 6.2**, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- HONORÉ, B. E. (2002). Nonlinear models with panel data. **Portuguese Economic Journal**, v. 1, p. 163-179.
- HSIAO, C. (2003). **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press.
- KELEJIAN, H. H. (1995). Aggregated heterogeneous dependent data and the logit model: A suggested approach. **Economics Letters**, v. 47, p. 243-248.
- MADDALA, G. S. (1983). **Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press.
- MANFRIM, G., DA SILVA, S. (2007). Estimating demand elasticities of fixed telephony in Brazil. **Economics Bulletin**, v. 12, p. 1-9.
- MEDEIROS-NETTO, J. S., EIRA, L. A. S. **Tributação sobre Telecomunicações**. Brasília: Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados.
- NEVO, A. (1998). Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry. **Econometrica**, v. 69, p. 307-342.
- NEVO, A. (2000). A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand. **Journal of Economics & Management Strategy**, v. 9, p. 513-548.

- NEWKEY, W. K., WEST, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, p. 703-708.
- PIONER, H. M., CANÊDO-PINHEIRO, M. (2006). Margens de Erro e Eficiências em Fusões. In: Fiuza, E. P. S., Motta, R. S. (coord. tec.). **Métodos Quantitativos em Defesa da Concorrência e Regulação Econômica**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 153-252.
- REVELT, D., TRAIN, K. (1998). Mixed Logit with Repeated Choices of Appliance Efficiency Levels. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, p. 647-657.
- RIDDER, G., MOFFITT, R. (2007). The Econometrics of Data Combination. In: James J. Heckman, J.J., Leamer, E.E. (ed.). **Handbook of Econometrics**, v.6. Amsterdam: Elsevier, p. 5469-5547.
- RIORDAN, M. H. (2002). Universal Residential Telephone Service. In: Cave, M. E., Majumdar, S. K., Vogelsang, I. (ed.). **Handbook of Telecommunications Economics**, v. 1. Amsterdam: Elsevier, p. 423-473.
- ROBERTSON, D., SYMONS, J. (2000). Factor Residuals in SUR Regressions: Estimating Panels Allowing for Cross Sectional Correlation. **CEP Discussion Papers**, n. 473.
- RODINI, M., WARD, M. R., WOROCH, G. A. (2003). Going mobile: substitutability between fixed and mobile access. **Telecommunications Policy**, v. 27, p. 457-476.
- SCHMIDT, C. A. J. (2005). Três ensaios sobre concorrência em setores da economia brasileira. **Tese de Doutorado**, EPGE/FGV.
- SCHYMURA, L. G., CANÊDO-PINHEIRO, M. (2006). Infra-estrutura no Brasil: A Inconsistência das Políticas Públicas. In: Bresser-Pereira, L. C. (org.). **Economia Brasileira na Encruzilhada**. São Paulo: FGV, p. 241-262.
- SOLVASON, D. L. (1997). Cross-sectional analysis of residential telephone subscription in Canada using 1994 data. **Information Economics and Policy**, v. 19, p. 241-264.
- STOKER, T. M. (1993). Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals. **Journal of Economic Literature**, v. 31, p. 1827-1874.

TAYLOR, L. D., KRIDEL, D. J. (1990). Residential demand for access to the telephone network. In: de Fontenay, A., Shugard, M. H., Sibley, D. S. (ed.). **Telecommunications Demand Modeling**. Amsterdam: North-Holland, p. 105-117.

TRAIN, K. E. (2003). **Discrete Choice Methods with Simulation**. Cambridge: Cambridge University Press.

WORLD BANK. (2005). **World Development Indicators**. Washington D.C.; The World Bank.

APÊNDICE

INCIDÊNCIA DE IMPOSTOS SOBRE AS TELECOMUNICAÇÕES

Os preços e tarifas definidos pela ANATEL são calculados sem a incidência de impostos. Basicamente são três impostos que incidem sobre a telefonia fixa: PIS, Cofins e ICMS. Os dois primeiros são federais, com alíquota de 0,65% e 3%, respectivamente. O ICMS é estadual e a alíquota varia de estado para estado. A Tabela 5 traz para cada estado os valores das alíquotas do ICMS entre os anos de 2002 e 2005.

No entanto, cabe lembrar que as alíquotas apresentadas são meramente nominais. Nas telecomunicações os impostos incidem por dentro, ou seja, o imposto incide sobre o próprio imposto. Por exemplo, se a alíquota de ICMS é de 25%, as empresas precisam entregar R\$ 25 de cada R\$ 100 arrecadado. Ou seja, a alíquota nominal é 25%, mas a alíquota real é de 33,33% $\left(\frac{R\$25}{R\$75}\right)$.²¹ Sendo assim, define-se a alíquota real para o cálculo dos

preços e tarifas após a incidência dos impostos como $\tau = \frac{ICMS + PIS + Cofins}{1 - ICMS + PIS + Cofins}$.

21. Mais detalhes ver Medeiros-Netto & Eira (2002).

TABELA 5

ICMS em Telecomunicações e Alíquotas Reais

	Alíquota do ICMS				Alíquota Real (τ)*			
	2001	2002	2003	2004	2001	2002	2003	2004
Rondônia	25%	25%	35%	35%	40,15%	40,15%	63,00%	63,00%
Acre	17%	25%	25%	25%	26,02%	40,15%	40,15%	40,15%
Pará	30%	30%	30%	30%	50,72%	50,72%	50,72%	50,72%
Ceará	25%	25%	25%	27%	40,15%	40,15%	40,15%	44,20%
Rio Grande do Norte	25%	25%	25%	27%	40,15%	40,15%	40,15%	44,20%
Pernambuco	25%	28%	28%	28%	40,15%	46,31%	46,31%	46,31%
Sergipe	25%	25%	25%	27%	40,15%	40,15%	40,15%	44,20%
Bahia	25%	27%	27%	27%	40,15%	44,20%	44,20%	44,20%
Rio de Janeiro	25%	25%	30%	30%	40,15%	40,15%	50,72%	50,72%
Paraná	25%	27%	27%	27%	40,15%	44,20%	44,20%	44,20%
Mato Grosso do Sul	25%	25%	27%	27%	40,15%	40,15%	44,20%	44,20%
Mato Grosso	30%	30%	30%	30%	50,72%	50,72%	50,72%	50,72%
Goiás	25%	26%	26%	26%	40,15%	42,15%	42,15%	42,15%
Demais Estados	25%	25%	25%	25%	40,15%	40,15%	40,15%	40,15%

* $\tau = \frac{ICMS+PIS+Cofins}{1-ICMS+PIS+Cofins}$, com alíquotas nominais do PIS e da Cofins de 0,65% e 3%, respectivamente.

Fonte: ANATEL e Comparatel (www.comparatel.com.br/news/showletter.asp).