

Estimando a Demanda Domiciliar Por Telefones Fixos com Dados Agregados Brasileiros*

Mauricio Canêdo-Pinheiro[†]
IBRE/FGV

Luiz Renato Lima[‡]
EPGE/FGV

Resumo

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 1.658.815 os domicílios brasileiros com telefone fixo (incremento de apenas 3,30%). 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: Demanda, Agregação, Telefonia Fixa, Universalização.

Classificação JEL: L96, L51.

Área da Anpec: Área 7.

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 bias in the estimation change 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.

Keywords: Demand, Aggregation, Fixed Telephony, Universal Service.

JEL Classification: L96, L51.

Anpec Area: Area 7.

*Agradecimentos aos comentários de Filipe Lage de Souza, Adriana Hernandez-Perez, Rodrigo Leandro de Moura, Fernando de Holanda Barbosa Filho, Ricardo de Oliveira Cavalcanti, Fábio Augusto Reis Gomes, João Victor Issler e diversos participantes dos seminários da EPGE/FGV. Obviamente, os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores. As opiniões expressas neste trabalho não refletem as posições do IBRE/FGV ou da EPGE/FGV.

[†]Praia de Botafogo, 190, sala 1309, Rio de Janeiro - RJ, Brasil, CEP: 22.250-900. Email: canedo@fgv.br.

[‡]Praia de Botafogo, 190, sala 1104, Rio de Janeiro - RJ, Brasil, CEP: 22.250-900. Email: luizr@fgv.br.

1 Introdução

Na ausência de microdados, a literatura sobre estimação da demanda residencial por telefones fixos, salvo algumas exceções, é baseada em dados agregados.¹ Em resumo, normalmente relaciona-se a densidade de telefones fixos com algumas características médias regionais.² No entanto, a estimação de modelos de demanda com dados agregados levanta uma série de questões, muitas delas não consideradas apropriadamente na literatura empírica.³

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* (2005), 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 em painel, aparentemente nenhum leva em consideração a possibilidade de dependência espacial.

Este trabalho usa um painel de dados agregados da PNAD para estimar a demanda domiciliar por telefones fixos no Brasil. Embora pudesse fazê-lo com dados individuais, como boa parte da literatura internacional lança mão de dados agregados, optou-se pela agregação para investigar em que medida a não consideração dos problemas de agregação dos indivíduos e de dependência espacial podem afetar os resultados encontrados. No que diz respeito à agregação, optou-se por usar o método proposto em Kelejian (1995), que não requer hipótese sobre a distribuição dos atributos individuais dentro de cada região. Sendo assim, é possível estimar a demanda por telefones fixos com dados agregados, usualmente um procedimento bem menos custoso que o uso de dados individuais, sem que a heterogeneidade dos consumidores seja um problema. No que tange à dependência espacial, utiliza-se a matriz de covariância proposta em Driscoll & Kraay (1998).

Além da contribuição metodológica, este trabalho mostra-se muito útil na avaliação de diversas políticas de universalização implementadas recentemente. Desde o início desta década percebe-se que a densidade de telefones fixos têm se mantido estagnada no Brasil. Usualmente, a principal causa apontada para explicar esta estagnação são os altos valores cobrados pela assinatura residencial, o que motivou a proposição de modalidades de serviço em que o valor desta tarifa é reduzido em até 50%. Sendo assim, ao estimar o impacto da redução do valor da assinatura no número de domicílios com telefone fixo, tem-se um parâmetro para avaliar a eficácia de políticas públicas desta natureza. Além disso, com a identificação de fatores sócio-demográficos que influenciam a escolha do consumidor, criam-se condições para que o regulador implemente 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

¹Para exceções ver Solvason (1997) e Grilli (2004) e Schmidt (2005), por exemplo.

²Para uma resenha desta literatura ver Taylor (2002).

³Saliente-se que objeto deste trabalho é a demanda por acesso ao telefone fixo, e não pelo uso do mesmo. Para um estudo sobre o uso do telefone fixo no Brasil ver Manfrim & Da Silva (2007).

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 3. Os resultados algumas implicações destes em termo de políticas públicas são apresentados na seção 5. Seguem-se breves considerações finais.

2 As Escolhas Individuais

Segundo Taylor (2002), caso tenha acesso à telefonia fixa, a utilidade do i -ésimo consumidor, que reside na região $s \leq S$ na data $t \leq T$, pode ser definida como:

$$U_{ist}^F = \delta^F + p'_{st}\alpha^F + Z'_{st}\beta^F + X'_{ist}\gamma^F + \epsilon_{ist}^F,$$

em que p_{st} é vetor com preços e tarifas de telefonia fixa e de serviços substitutos, 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^F é parâmetro, α^F , β^F e γ^F são vetores de parâmetros e ϵ_{ist}^F é o termo de erro.

Analogamente, a utilidade deste mesmo consumidor em caso de não optar por ter um telefone fixo pode ser definida como:

$$U_{ist}^0 = \delta^0 + p'_{st}\alpha^0 + Z'_{st}\beta^0 + X'_{ist}\gamma^0 + \epsilon_{ist}^0.$$

Entretanto, somente é possível observar se o consumidor possui ou não possui telefone fixo. Dito de outro modo, somente o sinal de $D_{ist}^* \equiv U_{ist}^F - U_{ist}^0$ é observável. Sendo assim, mostra-se conveniente definir D_{ist} tal que:

$$D_{ist} = 1 \text{ se } D_{ist}^* = \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \epsilon_{ist} \geq 0, \quad (1a)$$

$$D_{ist} = 0 \text{ se } D_{ist}^* = \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \epsilon_{ist} < 0, \quad (1b)$$

em que $\delta = \delta^F - \delta^0$, $\alpha = \alpha^F - \alpha^0$, $\beta = \beta^F - \beta^0$, $\gamma = \gamma^F - \gamma^0$ e $\epsilon_{ist} = \epsilon_{ist}^F - \epsilon_{ist}^0$.

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:

$$\begin{aligned} P_{ist} &\equiv \Pr(D_{ist} = 1) = \Pr(D_{ist}^* \geq 0) = \Pr(\delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma + \epsilon_{ist} \geq 0), \\ &= 1 - \Pr(\epsilon_{ist} \leq -\delta - p'_{st}\alpha - Z'_{st}\beta - X'_{ist}\gamma), \\ &= 1 - F(-\delta - p'_{st}\alpha - Z'_{st}\beta - X'_{ist}\gamma) = F(\delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma). \end{aligned}$$

Percebe-se que a utilização de modelos lineares se mostra inadequada, pois nesse caso não há como garantir que $0 \leq \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma \leq 1$, como convém para uma probabilidade. Sob a hipótese de que $P_{ist} = F(p_{st}, Z_{st}, X_{ist}) = \frac{e^{\delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma}}{1 + e^{\delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma}}$ chega-se ao que se convencionou chamar modelo *logit*.⁴ Deste modo, a escolha dos indivíduos que vivem em uma determinada região pode ser modelada como [Train (2003)]:

$$\ln\left(\frac{P_{ist}}{1 - P_{ist}}\right) = \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + X'_{ist}\gamma. \quad (2)$$

Os coeficientes de (2) não são diretamente interpretáveis, mas é possível calcular os efeitos marginais de cada variável [Train (2003)]:

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

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} .

⁴A distribuição que gera o modelo *logit* é usualmente denominada distribuição logística.

3 Das Escolhas Individuais para a Demanda Agregada

A estimação dos coeficientes da equação (2) requer informações a respeito de cada indivíduo, muitas vezes não disponíveis. Sendo assim, nesse caso a única possibilidade é estimar a relação (2) a partir de dados agregados. Sendo assim, definam-se:

$$\bar{D}_{st} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} D_{ist}}{N_{st}},$$

$$\bar{X}_{st} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{st}} X_{ist}}{N_{st}},$$

em que N_{st} é o número de domicílios da região s no período t . Perceba que as variáveis de caráter 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 renda domiciliar, passa a ser expressa como renda média dos domicílios da região.

A respeito do uso de dados agregados cabem dois comentários. Em primeiro lugar, deve-se 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), Eriksson, Kaserman & Mayo (1998) e em algumas especificações de Crandall & Waverman (2000).⁵ Sendo assim, deve-se estimar um modelo da forma $\ln\left(\frac{\bar{D}_{st}}{1-\bar{D}_{st}}\right) = f(p_{st}, Z_{st}, \bar{X}_{st}) + \zeta_{st}$, em que ζ_{st} é o termo de erro.

No caso específico da demanda por telefones fixos, usualmente estima-se o modelo definido por:

$$d_{st} \equiv \ln\left(\frac{\bar{D}_{st}}{1-\bar{D}_{st}}\right) = \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma + \zeta_{st}, \quad (3)$$

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

Em segundo lugar, e mais importante, mesmo preservando a estrutura não-linear do modelo de escolha individual, a especificação descrita em (3) não é adequada sob heterogeneidade dos indivíduos dentro das regiões [Kelejian (1995)]. Na verdade, a equação (3) parte do pressuposto equivocado de que $E[f(p_{st}, Z_{st}, X_{ist})] = f[p_{st}, Z_{st}, E(X_{ist})]$ dentro de cada região [Heckelman & Sullivan (2002)].

Nota-se que a igualdade $E[f(p_{st}, Z_{st}, X_{ist})] = f[p_{st}, Z_{st}, E(X_{ist})]$ somente vale no caso em que os atributos individuais (X_{ist}) não variam entre os consumidores da mesma região. Este resultado é muito utilizado na literatura que trata de modelos discretos [ver Berry, Levinson & Pakes (1995), por exemplo]. As preferências são definidas no espaço das características, ou seja, a demanda é definida com relação aos atributos dos produtos (que, portanto, não variam entre indivíduos). Além disso, a heterogeneidade entre os consumidores é modelada como uma variável aleatória, cuja distribuição é assumida como parte do modelo. Partindo-se do modelo individual da seção 2, esta abordagem implica definir $D_{ist}^* = \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \varphi_{ist}$, onde $\varphi_{ist} = X'_{ist}\gamma + \epsilon_{ist}$ possui distribuição do valor extremo, independente entre os indivíduos.⁶ Nesse caso, o modelo agregado definido em (3) mostra-se adequado, pois todas as variáveis explicativas assumem o mesmo valor para todos os indivíduos de uma mesma região.

No entanto, esta abordagem tem a desvantagem de não permitir a inferência sobre o impacto dos atributos dos consumidores na demanda pelos produtos. Caso o interesse resida somente no impacto dos preços

⁵No entanto, este não é um problema grave se as amostras em cada região são suficientemente grandes [Maddala (1983), p. 30].

⁶Uma outra possibilidade é assumir uma distribuição geral para $X'_{ist}\gamma$ e que ϵ_{ist} possui distribuição logística. Nesse caso tem-se o que é normalmente denominado modelo *mixed logit*.

sobre a demanda do produto, não há maiores problemas em se ignorar o efeito dos atributos dos consumidores na escolha individual.⁷ 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 inclusão dos atributos individuais no modelo implica ter que se fazer hipóteses mais específicas sobre a distribuição dos mesmos entre os indivíduos (e não somente sobre φ_{ist}). Obviamente, isto tende a complicar sobremaneira a especificação do modelo de demanda agregada, pois seria necessário incluir a estrutura da distribuição dos atributos individuais como parte do modelo [Stoker (1993)].

Felizmente, Kelejian (1995) propõe um método que prescinde de qualquer hipótese sobre a distribuição dos atributos entre os indivíduos 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 (2) é:

$$d_{st} = \delta + p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma + g(p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma) + v_{st}, \quad (4)$$

em que v_{st} é o termo de erro.

Em Kelejian (1995), $g(p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma)$ 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} entre os indivíduos. No entanto, Kelejian (1995) sugere que $g(\cdot)$ é não-linear e pode ser aproximada por um polinômio de ordem K :

$$g(p'_{st}\alpha + \bar{X}'_{st}\gamma) \approx \sum_{k=0}^K (p'_{st}\alpha + Z'_{st}\beta + \bar{X}'_{st}\gamma)^k b_k. \quad (5)$$

Defina-se \bar{W}'_{st} como o vetor que concatena p_{st} , Z_{st} e \bar{X}_{st} . Substituindo-se (5) em (4) e ignorando-se os erros de aproximação, chega-se a [Kelejian (1995), Heckelman (1997)]:

$$d_{st} = \delta + \bar{W}'_{st}\vartheta + \sum_{k=0}^K (\bar{W}'_{st}\vartheta)^k b_k + v_{st}, \quad (6a)$$

$$= \underbrace{\delta + b_0}_a + \bar{W}'_{st} \underbrace{\vartheta(1 + b_1)}_\lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}'_{st}\vartheta)^k b_k + v_{st}, \quad (6b)$$

$$= a + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^k \underbrace{\frac{b_k}{(1 + b_1)^k}}_{\phi_k} + v_{st}. \quad (6c)$$

Deste modo, dada as hipóteses assumidas, a equação (6c) representa a agregação apropriada do modelo exposto em (2). Além disso, a equação (6c) pode se 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 (6c) 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 tem-se que, para todo $1 \leq l, m \leq L$ [Heckelman (1997)]:

$$\frac{\lambda_l}{\lambda_m} = \frac{\vartheta_l(1 + b_1)}{\vartheta_m(1 + b_1)} = \frac{\vartheta_l}{\vartheta_m}. \quad (7)$$

⁷Um exemplo de uma situação em que o interesse recai somente sobre as elasticidades são as simulações do impacto de fusões, muito usadas por autoridades de defesa da concorrência. Ver Pioner & Canêdo-Pinheiro (2006) para uma resenha sobre este tema.

Percebe-se de (7) 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):

$$P_{st} \equiv \Pr(D_{ist} = 1 \mid \bar{W}_{st}) = \frac{e^{a + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^k \phi_k}}{1 + e^{a + \bar{W}'_{st}\lambda + \sum_{k=2}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^k \phi_k}} \equiv \Lambda(\bar{W}_{st}, K). \quad (8)$$

Basicamente (8) 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.

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

$$\frac{\partial P_{st}}{\partial \bar{W}'_{st}} = [\Lambda(\bar{W}_{st}, K)][1 - \Lambda(\bar{W}_{st}, K)] \underbrace{\left[\sum_{k=1}^K (\bar{W}'_{st}\lambda)^{k-1} k \phi_k \right]}_{\Theta(\bar{W}_{st}, K)} \lambda. \quad (9)$$

Ademais, pode-se calcular as elasticidades como:

$$E_{st} \equiv \text{diag} \left(\frac{\partial P_{st}}{\partial \bar{W}'_{st}} \frac{\bar{W}'_{st}}{P_{st}} \right) = [1 - \Lambda(\bar{W}'_{st}, K)] [\Theta(\bar{W}'_{st}, K)] \text{diag} (\lambda \bar{W}'_{st}). \quad (10)$$

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

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 (6c). Para as informações sobre densidade de telefones fixos e dados sócio-econômicos utilizou-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (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.⁸ Para mais detalhes ver Anexo A. Os dados monetários foram deflacionados pelo INPC, tal como sugerido em Corseuil & Foguel (2002).

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 pelas novas tarifas 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 seção 4.4).⁹

⁸Alguns estados possuem mais de uma concessionária de telefonia fixa. Nesses casos foi utilizado o preço daquela que atende o maior número de clientes.

⁹Para verificar a robustez dos resultados com relação a este procedimento, também foram estimados modelos com as tarifas

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 , usa-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.

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 coincidem 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 leva-se em conta 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 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 (cerca de 22% do total 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.

prevalentes a partir de julho do ano t . Os resultados não foram alterados significativamente.

¹⁰Os 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.

¹¹A 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.

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 (6c):

$$\ln\left(\frac{FIXO_{st}}{1 - FIXO_{st}}\right) = a + \underbrace{\frac{ASS_{st}\lambda_1 + HAB_{st}\lambda_2 + RENDA_{st}\lambda_3 + URBANO_{st}\lambda_4 + DENSIDADE_{st}\lambda_5 + REDE_{st}\lambda_6 + JOVEM_{st}\lambda_7}{\Gamma_{st}}}_{\Gamma_{st}} + \sum_{k=2}^K \phi_k (\Gamma_{st})^k + v_{st}. \quad (11)$$

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 controla-se 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.

Ademais, existem evidências de que os domicílios 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. Deste modo, seria desejável a inclusão de algum tipo de variável que refletisse esta substituição.¹² No entanto, dada a diversidade de planos e tarifas no segmento de telefonia móvel, esta variável é de difícil construção. Sendo assim, inclui-se *dummies* temporais e regionais no termo de erro. Dito de outro modo, define-se $v_{st} = a_t + a_s + \xi_{st}$. Em Garbacz & Thompson (2002) expediente semelhante é utilizado para capturar o efeito do preço das ligações de longa distância na densidade de telefones fixos. Pretende-se usar o mesmo procedimento para capturar o efeito dos preços dos serviços de telefonia móvel e de outras variáveis omitidas.

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 excedem 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

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, podem ser vislumbrados pelo menos dois choques comuns que 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 optem 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 tem a ver 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 da telefonia móvel também tende a afetar a decisão de escolha dos consumidores, na medida em que 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

¹²Como grande parte da literatura se refere a países ricos, este efeito normalmente é desprezado.

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

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

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

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.

Reescrevendo-se (11) 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:

$$\frac{1}{T} \left(\frac{\widehat{DQ}' \widehat{DQ}}{ST} \right)^{-1} \widehat{S}_T^{-1} \left(\frac{\widehat{DQ}' \widehat{DQ}}{ST} \right), \quad (12)$$

onde $\widehat{DQ} = \frac{\partial E[d|Q(\widehat{\Upsilon})]}{\partial \Upsilon}$, $\widehat{S}_T = \widehat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) (\widehat{\Omega}_j + \widehat{\Omega}'_j)$, $\widehat{\Omega}_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T h_t(\widehat{\Upsilon}) h'_{t-j}(\widehat{\Upsilon})$, $h_t(\widehat{\Upsilon}) = S^{-1} \sum_{s=1}^S h_{st}(\widehat{\Upsilon})$ e $h_{st}(\widehat{\Upsilon})$ o vetor de condições de ortogonalidade, ou seja, é o vetor $\widehat{DQ}'_{st} v_{st}$ avaliado em $\widehat{\Upsilon}$.

Com relação à escolha de q em (12), segue-se a sugestão de Newey & West (1987) e define-se $q = \text{int} \left[4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{5}} \right]$, 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 trata-se 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 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 guardam 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 de telefones fixos 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, cabe lembrar que 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 casualidade reversa e endogeneidade.

¹⁶Na 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, grande parte dos consumidores residenciais ainda se utilizam do Plano Básico.

5 Resultados

A Tabela 3 resume os resultados encontrados a partir da estimação de diferentes versões de (11). Em todas as especificações não lineares foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Não-Lineares.

Tabela 3: Resultados das Regressões

	Modelo 1 (K=1)	Modelo 2 (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*	3507,48*
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 Kelejian (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 um 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 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 melhor 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.

¹⁷Uma 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 sobre estes preços leve em consideração a demanda por telefones fixos.

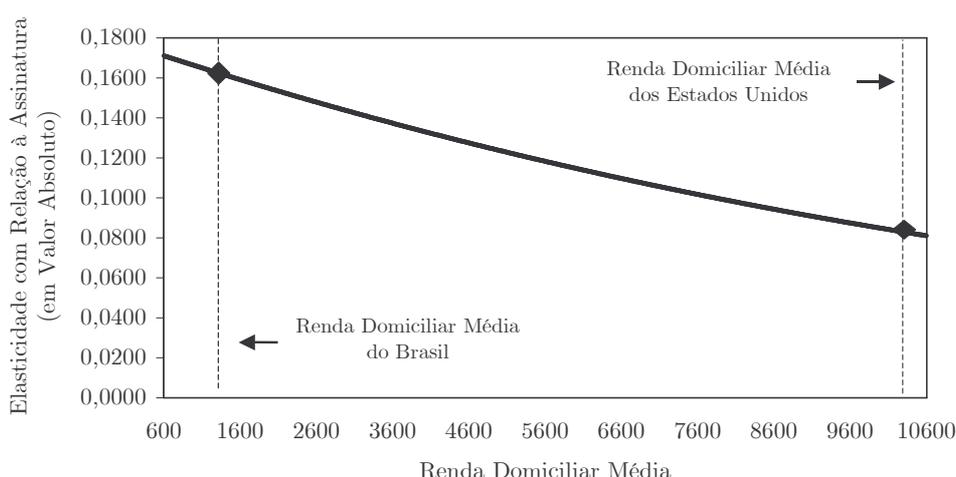
Percebe-se que todas as elasticidades têm o sinal esperado. Para valores médios de 2004, o efeito das externalidades de rede (REDE) é maior do que o efeito da comunicação vis-à-vis, medido pela variável DENSIDADE. Um aumento de 1% em REDE e DENSIDADE tende a aumentar a densidade de telefones fixos em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

Figura 1: Elasticidade com Relação à Assinatura e Renda Domiciliar Média

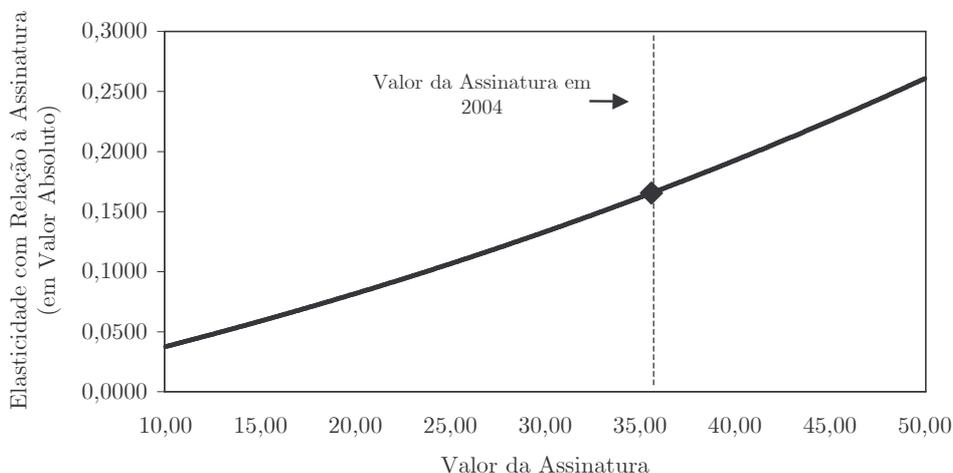


¹⁸Duas exceções são Hausman, Tardiff & Belinfante (1993) e Garbacz & Thompson (1997).

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

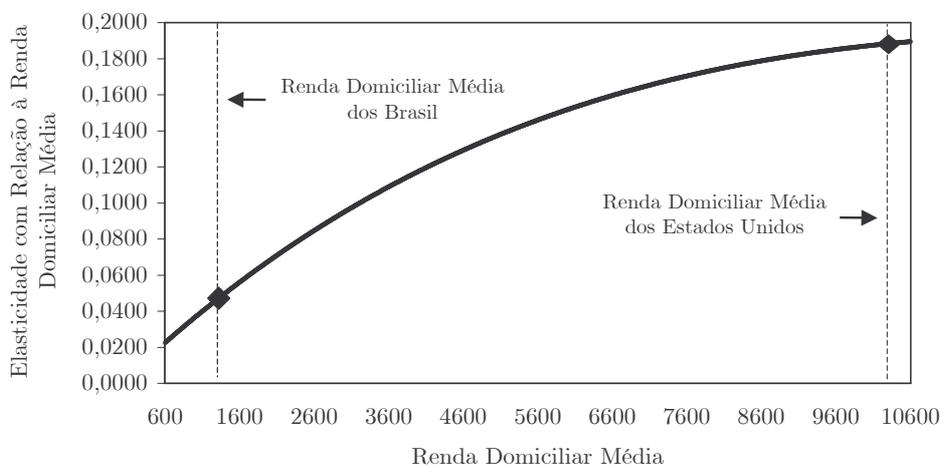
Também é interessante notar que a elasticidade com relação à assinatura também é crescente com o valor da mesma. A Figura 2 ilustra esta afirmação. Com o valor médio de 2004 (R\$ 35,62) esta elasticidade é de -0,1622. Reduzindo-se este valor à metade a elasticidade torna-se -0,0715.

Figura 2: Elasticidade com Relação à Assinatura e Preço da Assinatura



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).

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 sensivelmente 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] deveriam 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, modelos de escolha discreta geralmente não acomodam adequadamente a presença de bens complementares. Felizmente, em Gentzkow (2006) é desenvolvido uma abordagem que permite tal possibilidade. Sendo assim, a extensão natural deste trabalho é, em conseguindo indicadores dos preços da telefonia móvel para cada região, usar a abordagem de Gentzkow (2006) para estimar a demanda por acesso à telefonia no Brasil e os efeitos de diferentes políticas públicas.²⁰

²⁰Schmidt (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.

Referências

- [1] Akerberg, D. A., Riordan, M. H., Rosston, G. L., Wimmer, B. S. (2005). “Low-Income Demand for Local Telephone Service: The Effects of Lifeline and Linkup”. *Mimeo*.
- [2] Albery, B. (1995). “What level of dialtone penetration constitutes ‘universal service’?”. *Telecommunications Policy*, v. 19, p. 365-380.
- [3] Berry, S., Levinsohn, J., Pakes, A. (1995). “Automobile prices in equilibrium”. *Econometrica*, v. 63, p. 841-890.
- [4] 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.
- [5] Crandall, R. W., Waverman, L. (2000). *Who pays for “universal service”? When telephone subsidies become transparent*. Washington D.C.: Brookings Institution Press.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] Gentzkow, M. (2006). “Valuing New Goods in a Model with Complementarities: Online Newspapers”. *NBER Working Paper*, n. 12562.
- [12] Greene, W. G. (2000). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] Heckelman, J. C. (1997). “Determining Who Voted in Historical Elections: An Aggregated Logit Approach”. *Social Science Research*, v. 26, p. 121-134.
- [16] 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.
- [17] Heckelman, J. C., Sullivan, T.S. (2002). “Testing For Aggregation Bias in a Non-Linear Framework: Some Monte Carlo Results” *Mimeo*.
- [18] De Hoyos, R. E., Sarafidis, V. (2006). “Testing for Cross-sectional Dependence in Panel Data Models”. *Stata Journal*, v. 6, p. 482-496.

- [19] Kelejian, H. H. (1995). "Aggregated heterogeneous dependent data and the logit model: A suggested approach". *Economics Letters*, v. 47, p. 243-248.
- [20] Maddala, G.S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [21] Manfrim, G., Da Silva, S. "Estimating demand elasticities of fixed telephony in Brazil". *Economics Bulletin*, v. 12, p. 1-9.
- [22] Medeiros-Netto, J. S., Eira, L. A. S. *Tributação sobre Telecomunicações*. Brasília: Consultoria Legislativa da Câmaras dos Deputados.
- [23] Newey, W. K., West, K. D. (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, v. 55, p. 703-708.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] Robertson, D., Symons, J. (2000). "Factor Residuals in SUR Regressions: Estimating Panels Allowing for Cross Sectional Correlation". *CEP Discussion Papers*, n. 473.
- [27] Rodini, M., Ward, M. R., Woroch, G. A. (2003). "Going mobile: substitutability between fixed and mobile access". *Telecommunications Policy*, v. 27, p. 457-476.
- [28] Schmidt, C. A. J. (2005). "Três ensaios sobre concorrência em setores da economia brasileira". *Tese de Doutorado*, EPGE/FGV.
- [29] 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.
- [30] 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.
- [31] Stoker, T. M. (1993). "Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals". *Journal of Economic Literature*, v. 31, p. 1827-1874.
- [32] 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.
- [33] Taylor, L. D. (2002). "Customer Demand Analysis". In: Cave, M. E., Majumdar, S. K., Vogelsang, I. (ed.). *Handbook of Telecommunications Economics*, v. 1. Amsterdam: Elsevier, p. 97-142.
- [34] 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.
- [35] Train, K. E. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [36] World Bank. (2005). *World Development Indicators*. Washington D.C.; The World Bank.

A 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% ($\frac{R\$ 25}{R\$ 75}$).²¹ Sendo assim, define-se a alíquota real para o cálculo dos preços e tarifas após a incidência dos impostos como:

$$\tau = \frac{ICMS + PIS + Cofins}{1 - ICMS + PIS + Cofins}$$

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).

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