

# A DIFUSÃO DA TELEFONIA FIXA NOS DOMICÍLIOS BRASILEIROS\*

Mauricio Canêdo Pinheiro†

## Resumo

Este artigo estima modelos de difusão para os serviços de telefonia fixa domiciliar no Brasil e inova ao considerar a interação dos acessos fixos com os móveis, bem como com os acessos públicos (orelhões). Os resultados apontam que o efeito de rede é importante para explicar a velocidade de disseminação do serviço fixo. O efeito de rede também se manifesta com relação aos acessos públicos: regiões com mais orelhões tendem a ter crescimento mais acelerado na disseminação do acesso fixo individual. Regiões menos desenvolvidas em termos de urbanização, renda domiciliar e densidade de telefones móveis estariam se aproximando das regiões mais desenvolvidas, embora estas últimas tenham um potencial superior de adoção. No entanto, esta convergência estaria sendo mitigada pelo efeito de rede. Ademais, por um lado, confirmando as evidências da literatura prévia, é bastante modesto o efeito da redução da assinatura do *Plano Básico* – regulado pela *Anatel* – na disseminação da telefonia fixa nos domicílios urbanos. Por outro lado, o impacto em áreas rurais é bastante alto, o que a princípio daria suporte a políticas públicas voltadas para a redução da assinatura.

**Palavras-Chave:** Telefonia Fixa, Modelos de Difusão, Universalização.

**Classificação JEL:** L96, L51.

## Abstract

*This paper estimates diffusion models for home fixed telecommunications services in Brazil and innovates by considering the interaction of fixed and mobile access, as well as with public phones. The results show that the network effect is important to explain the speed of diffusion of the fixed service. The network effect is also evident in relation to public access: areas with more public phones tend to have faster growth in the adoption of individual fixed access. Less developed regions in terms of urbanization, household income and density of mobile phones are converging with the more developed regions, although the latter have a greater potential for adoption. However, this convergence was being mitigated by the network effect. Moreover, on the one hand, confirming the evidence of previous literature, the effect of reducing the fixed fee of the Basic Plan in the adoption of fixed telephony in urban areas is very modest. Moreover, the impact in rural areas is quite high, which in principle would support public policies aimed at reducing the fixed fee.*

**Keywords:** Fixed Telecommunications, Diffusion Models, Universal Service.

**JEL Classification:** L96, L51.

---

\* Agradecimentos à *Carolina Grottera*, pela ajuda na obtenção e organização dos dados. Os erros remanescentes são de responsabilidade do autor e as opiniões expressas não refletem a posição institucional do *IBRE/FGV*.

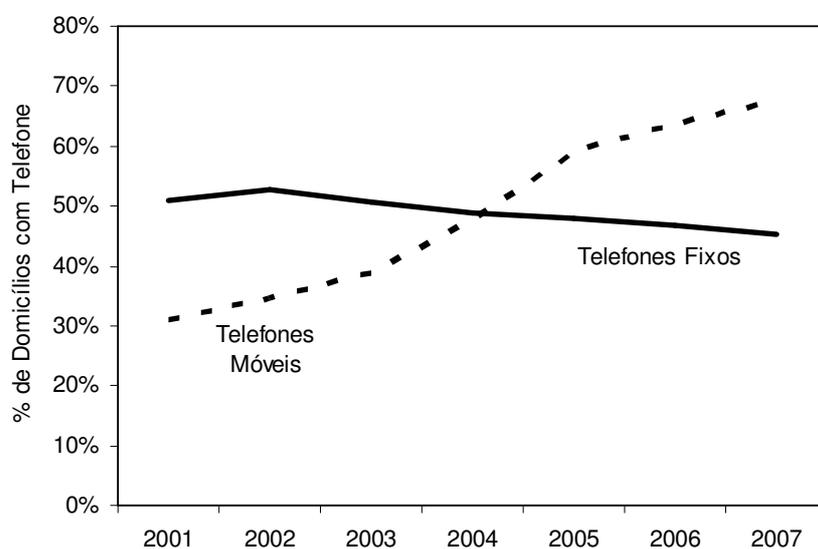
† Pesquisador do *IBRE/FGV*. Rua Barão de Itambi, 26, sala 801, Rio de Janeiro-RJ, CEP: 22231-000. E-mail: mauricio.pinheiro@fgv.br.

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos é possível perceber o aumento expressivo da disseminação da telefonia móvel e a redução da telefonia fixa. A Figura 1 ilustra esta afirmação. Em 2001 aproximadamente 31% dos domicílios brasileiros possuíam pelo menos um telefone móvel e 51% contavam com telefone fixo. Em 2007 estes percentuais se alteraram para 67% e 45%, respectivamente. Movimentos análogos ocorreram na maioria dos países [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)].

FIGURA 1

### Proporção dos Domicílios com Telefone



Fonte: PNAD.

No caso brasileiro, a redução nos acessos individuais fixos motivou um amplo debate a respeito da necessidade de políticas públicas voltadas para a reversão desta tendência. Nesse sentido, o alto valor da assinatura tem sido apontado com um dos maiores empecilhos para a disseminação dos telefones fixos nos domicílios brasileiros. Por conta disso, a agência reguladora do setor 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.<sup>1</sup> Também foi anunciada a proposta de criação do ‘telefone social’ pelo *Ministério das Comunicações*, voltado para os

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.

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? Além disso, em que medida outras variáveis influenciam a disseminação dos serviços de telefonia fixa?

Embora exista uma literatura internacional bastante extensa sobre o tema, o caso brasileiro ainda foi pouco estudado.<sup>2</sup> Os resultados de Canêdo-Pinheiro & Lima (2007) sugerem que o efeito da redução da assinatura na demanda por telefones fixos é bastante modesto. No entanto, por conta da ausência de variáveis que capturem o preço dos serviços móveis, tais resultados não consideram explicitamente a interação entre telefonia fixa e móvel. Este trabalho é um primeiro passo para suprir esta lacuna.

A este respeito, a literatura sobre a disseminação de serviços de comunicação pode ser dividida em dois grandes ramos: (i) modelos de escolha discreta, usualmente, mas não necessariamente, estáticos e baseados em algum modelo de decisão individual [ver, por exemplo, Garbacz & Thompson (2002, 2003, 2007) e Canêdo-Pinheiro & Lima (2007)]; (ii) modelos de difusão, que normalmente abstraem das diferenças entre os atributos individuais dos agentes, mas conseguem descrever a disseminação dos serviços de comunicação de uma maneira mais simples e tratável.<sup>3</sup>

Nesse sentido, modelos de difusão têm sido usados recorrentemente para explicar a disseminação dos serviços de telefonia móvel [Gruber (2001), Gruber & Verboven (2001a, b), Liikanen, Stoneman & Toivanen (2004), Madden, Coble-Neal & Dalzell (2004), Madden & Coble-Neal (2004), Koski & Kretschmer (2005) e Rouvinen (2006)]. Embora menos freqüentemente, estes modelos também têm sido utilizados para investigar a disseminação da telefonia fixa [ver, por exemplo, Biancini (2006)].<sup>4</sup> A estratégia adotada neste artigo é justamente a estimação de modelos de difusão para a telefonia fixa, que, na ausência de variáveis que refletem os preços dos serviços móveis, facilita a inclusão de atributos que capturam a

---

2. Ver Canêdo-Pinheiro & Lima (2007) para referências sobre a literatura internacional.

3. Ver Geroski (2000) para uma resenha comparativa entre modelos de escolha discreta e modelos típicos de difusão (chamados de modelos epidêmicos). Alguns modelos de difusão podem ser derivados do problema de escolha de um consumidor representativo [Madden, Coble-Neal & Dalzell (2004)].

4. Modelos de difusão também têm sido usados para explicar a disseminação da Internet [ver, por exemplo, Kiiski & Pohjola (2002) e Lee & Brown (2008)]. Ver Lee & Brown (2008) para mais referências.

interação entre os dois tipos de serviço. Além disso, pretende-se capturar o efeito dos acessos públicos (orelhões) na difusão dos acessos fixos domiciliares.

Sendo assim, além desta introdução este artigo conta com três seções. A seção 2 descreve os modelos de difusão utilizados para explicar a disseminação da telefonia fixa no Brasil, bem como suas respectivas especificações econométricas. A seção 3 reporta os resultados da estimação destes modelos e algumas implicações dos mesmos em termos de política pública. Por fim a seção 4 apresenta breves considerações finais.

## 2 MODELOS DE DIFUSÃO DA TELEFONIA FIXA DOMICILIAR

### 2.1 O Modelo de Difusão Logística

Vários modelos de difusão têm sido usados para descrever o processo de adoção a serviços de comunicação. Dentre eles, um dos mais utilizados é o modelo logístico [Burki & Aslam (2000), Gruber (2001), Gruber & Verboven (2001*a*, *b*), Koski & Kretschmer (2005), Biancini (2006), Lee & Brown (2008)]. Nesse caso, a difusão da telefonia fixa domiciliar é modelada como:

$$y_{it} = \frac{y_{it}^*}{1 + e^{-(a_{it} + b_{it}t)}}, \quad (1)$$

em que  $i$  indica unidade geográfica,  $t$  denota ano,  $y$  é a proporção de domicílios com pelo menos um telefone fixo,  $y^*$  representa a densidade potencial da telefonia fixa domiciliar,  $a$  e  $b$  são parâmetros.

Três elementos determinam o formato de (1). Em primeiro lugar, a densidade potencial ( $y_{it}^*$ ). Em segundo, o parâmetro de localização ( $a_{it}$ ), que desloca a curva de adoção sem alterar seu formato. Quanto maior  $a_{it}$  mais avançada determinada unidade geográfica está na adoção do serviço domiciliar de telefonia fixa. Por último, o parâmetro  $b_{it}$ , que mede a velocidade de difusão do serviço. Para verificar tal afirmação basta notar que:

$$\frac{dy_{it}}{dt} \frac{1}{y_{it}} = b_{it} \frac{y_{it}^* - y_{it}}{y_{it}^*}. \quad (2)$$

De (2) nota-se que  $b_{it}$  afeta a positivamente a taxa de crescimento da densidade e que este crescimento diminui conforme a adoção do serviço se aproxima de seu valor potencial [Gruber & Verboven (2001b)].

Também é possível verificar que a segunda derivada de (1) é positiva se  $\frac{y_{it}}{y_{it}^*} < \frac{1}{2}$  e negativa caso contrário. Logo a curva de difusão tem o formato de S, com a velocidade de difusão máxima atingida quando a densidade atinge a metade de seu valor potencial.

## 2.2 Especificação Econométrica do Modelo Logístico

Não é incomum fazer-se a hipótese de que a densidade potencial é a mesma para todas as unidades geográficas [Gruber (2001) e Gruber & Verboven (2001a)].<sup>5</sup> Tal hipótese faz sentido se as unidades geográficas são relativamente homogêneas, o que não é o caso. Sendo assim, assume-se que:

$$y_{it}^* = \gamma_r + \gamma^M METRO_i + \gamma^U URBANO_i + \gamma \cdot X_{it-1}, \quad (3)$$

em que  $r$  indica região brasileira (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste ou Sul),  $\gamma_r$ ,  $\gamma^M$  e  $\gamma^U$  são parâmetros,  $\gamma$  vetor de parâmetros,  $X$  é vetor de variáveis de controle e  $METRO$  e  $URBANO$  são variáveis que indicam se a unidade geográfica é, respectivamente, região metropolitana e/ou zona urbana (ver Tabela 1 para detalhes).

Nesse ponto, cabe esclarecer o que se entende por unidade geográfica. Primeiramente, as unidades da federação que contêm regiões metropolitanas foram desmembradas em duas.<sup>6</sup> Depois, cada uma dessas novas unidades foi desagregada em zona rural e urbana.<sup>7</sup> Unidades geográficas típicas são, por exemplo, zona rural da região metropolitana do Rio de Janeiro e zona urbana de Goiás. No total foram geradas 72 unidades geográficas.

A variável de localização da curva de adoção foi definida como:

---

5. Esta hipótese é adotada por estes autores para facilitar a estimação do modelo, que é não-linear. Ver Gruber & Verboven (2001b) para uma estratégia alternativa.

6. Os estados com região metropolitana são Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Bahia, Ceará, Pernambuco e Pará. O Distrito Federal é uma região metropolitana por si só, logo não foi desmembrado.

7. Para o período 2001-2003, as unidades da federação da região Norte, com exceção do Tocantins, não têm dados disponíveis para a zona rural.

$$a_{it} = \alpha_r + \alpha^M METRO_i + \alpha^U URBANO_i + \alpha Z_{it-1}, \quad (4)$$

em que  $\alpha_r$ ,  $\alpha^M$  e  $\alpha^U$  são parâmetros,  $\alpha$  é vetor de parâmetros e  $Z$  é vetor de variáveis de controle.

Por sua vez, a variável de crescimento foi especificada como:

$$b_{it} = \beta_r + \beta^M METRO_i + \beta^U URBANO_i + \beta W_{it-1}, \quad (5)$$

em que  $\beta_r$ ,  $\beta^M$  e  $\beta^U$  são parâmetros,  $\beta$  é vetor de parâmetros,  $W$  é vetor de variáveis de controle. O modelo é completado com a inclusão de um termo de erro estocástico.

Note-se que, em vez de efeitos fixos para cada unidade geográfica, optou-se por incluir efeitos regionais ( $\gamma_r$ ,  $\alpha_r$  e  $\beta_r$ ) combinados com variáveis que indicam se determinada unidade geográfica é região metropolitana ( $\gamma^M$ ,  $\alpha^M$  e  $\beta^M$ ) e/ou zona urbana ( $\gamma^U$ ,  $\alpha^U$  e  $\beta^U$ ). Na verdade, chegou-se a estimar os modelos com efeitos fixos. No entanto, além da dificuldade na convergência (o modelo é não-linear), os parâmetros estimados apresentaram desvios-padrão muito altos. A solução encontrada para controlar para características não observadas das unidades geográficas foi definir  $\gamma_i = \gamma_r + \gamma^M METRO_i + \gamma^U URBANO_i$ ,  $\alpha_i = \alpha_r + \alpha^M METRO_i + \alpha^U URBANO_i$  e  $\beta_i = \beta_r + \beta^M METRO_i + \beta^U URBANO_i$ .

Por fim, cabem alguns comentários com relação à inclusão de variáveis de controle defasadas em (3), (4) e (5). A escolha da defasagem se deve à possibilidade de que algumas variáveis contemporâneas sejam endógenas, especialmente os preços da telefonia fixa e a densidade da telefonia móvel. Se o modelo fosse linear a estimação com variáveis instrumentais seria a solução mais óbvia. Como se trata de um modelo não-linear, tal tarefa mostra-se computacionalmente bastante complexa [Davidson & MacKinnon (1993), p. 224-226]. De todo o modo, os resultados dos modelos com variáveis defasadas e contemporâneas se mostraram bastante similares.

### 3 DADOS E RESULTADOS

#### 3.1 Descrição dos Dados

A Tabela 1 apresenta uma breve descrição das variáveis utilizadas na estimação dos modelos da seção 2, obtidas basicamente de duas fontes. Os dados sócio-econômicos e sobre a adoção domiciliar de telefones fixos (e móveis) foram extraídos da *PNAD*. Os dados de preços e telefones públicos são da agência reguladora do setor (*ANATEL*). A este respeito, cabe comentar que a *ANATEL* define as tarifas sem a incidência de impostos, mas foram utilizados os valores com a incidência dos mesmos, pois são aqueles efetivamente cobrados do consumidor.<sup>8</sup> Os dados monetários foram deflacionados pelo *INPC*, tal como sugerido em Corseuil & Foguel (2002).

TABELA 1

#### Variáveis Utilizadas

Variável	Definição	Fonte
DENSFIXO	% de domicílios ocupados com pelo menos um telefone fixo	PNAD
TOTDOM	Total de domicílios ocupados	PNAD
METRO	1 se unidade geográfica é região metropolitana, zero caso contrário	PNAD
URBANO	1 se unidade geográfica é zona urbana, zero caso contrário	PNAD
RENDA	Renda média domiciliar, a preços de 2007	PNAD
DENSMOVEL	% de domicílios ocupados com pelo menos um telefone móvel	PNAD
ASSFIXO	Valor da assinatura no Plano Básico (com impostos, a preços de 2007)*	ANATEL
HABFIXO	Valor da habilitação no Plano Básico (com impostos, a preços de 2007)*	ANATEL
TUP	Telefones de Uso Público (TUP) por 1000 habitantes**	ANATEL

\* Para o ano  $t$ , usam-se os valores válidos em junho do mesmo ano (e definidos em junho do ano  $t - 1$ ). Ver Canêdo-Pinheiro & Lima (2007) para detalhes.

\*\* Esta variável assume o mesmo valor para unidades geográficas que pertencem à mesma unidade da federação.

A Tabela 2 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. A adoção da telefonia fixa decresceu e que a telefonia móvel ganhou espaço entre 2001 e 2007. Além disso, a renda domiciliar teve um incremento médio de 12%, similar ao aumento real da assinatura do *Plano Básico* de telefonia fixa. A habilitação, por sua vez, apresentou redução média de aproximadamente 40% no período. Também sofreu redução a densidade de telefones de uso público.

8. Para mais detalhes ver Canêdo-Pinheiro & Lima (2007).

TABELA 2  
**Algumas Estatísticas Descritivas**

Variável	Unidade de Medida	2001 Média* (Desvio-Padrão)*	2007 Média* (Desvio-Padrão)*
DENSFIXO	%	33,85 (25,04)	29,46 (22,33)
TOTDOM	Número de Domicílios	723.389 (1.016.512)	784.828 (1.164.352)
METRO**	-	0,31 (0,46)	0,28 (0,44)
URBANO**	-	0,55 (0,50)	0,50 (0,50)
RENDA	R\$ de 2007	1.250,11 (586,60)	1.401,49 (650,97)
DENSMOVEL	%	24,26 (14,88)	59,17 (20,84)
ASSFIXO	R\$ de 2007	36,05 (1,41)	40,56 (3,78)
HABFIXO	R\$ de 2007	97,66 (32,81)	58,76 (31,93)
TUP	TUP por 1000 habitantes	7,63 (0,88)	6,02 (0,52)

\* Médias e desvios-padrão calculados entre todas as unidades geográficas (sem ponderação).

\*\* As médias e desvios-padrão se alteram entre 2001 e 2007 somente por conta da inclusão das zonas rurais dos estados da região Norte (com exceção de Tocantins) a partir de 2004. Ver seção 2 para detalhes.

### 3.2 Resultados

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação de algumas especificações do modelo descrito na seção 2. As variáveis explicativas incluídas nos modelos são usualmente encontradas na literatura. Cabe destacar a inclusão da adoção da telefonia fixa no período anterior como fator explicativo do crescimento da disseminação do serviço. Trata-se de um modo de capturar o efeito de rede, tal como sugerido em Madden, Coble-Neal & Dalzell (2004).

TABELA 3

**Resultados das Estimativas dos Modelos de Difusão Logística**

[Variável Dependente: DENSFIXO]

	(A)	(B)	(C)	(D)
<i>Parâmetros da densidade potencial (<math>y_{it}^*</math>)</i>				
METRO (-1)	0,1918* (0,112)	0,1431* (0,017)	0,1484* (0,010)	0,1471* (0,011)
URBANO (-1)	0,5719* (0,017)	0,5090* (0,024)	0,5136* (0,022)	0,5042* (0,026)
RENDA (-1)	0,0002* (0,000)	0,0003* (0,000)	0,0001* (0,000)	0,0001* (0,000)
DENSMOVEL (-1)	-0,3497* (0,059)	-0,1624** (0,065)	-0,3637 (0,046)*	-0,3641* (0,050)
ASSFIXO (-1)	0,0066*** (0,004)	-0,0091* (0,003)	0,0031 (0,003)	0,0023 (0,003)
HABFIXO (-1)	-0,0000 (0,000)	0,0001 (0,000)	0,0002 (0,000)	0,0002 (0,000)
TUP (-1)	-	0,0076 (0,010)	-	-0,0060 (0,007)
<i>Parâmetros de localização (<math>a_{it}</math>)</i>				
METRO (-1)	-0,5673 (0,575)	3,0015* (1,156)	0,0362 (0,439)	-0,0306 (0,413)
URBANO (-1)	1,6387 (1,198)	9,7794* (2,421)	7,3941* (1,426)	7,5189* (1,293)
RENDA (-1)	0,0028* (0,001)	0,0004 (0,001)	0,0040* (0,001)	0,0042* (0,001)
DENSMOVEL (-1)	9,3446* (2,801)	11,3715** (4,726)	7,5707* (1,961)	7,3308* (1,923)
ASSFIXO (-1)	-0,6001* (0,154)	0,3184 (0,243)	-0,6436* (0,110)	-0,5385* (0,104)
HABFIXO (-1)	-0,0067 (0,009)	-0,0145 (0,009)	0,0013 (0,008)	0,0018 (0,008)
TUP (-1)	-	1,1102*** (0,569)	-	-0,3129 (0,286)
<i>Parâmetros de crescimento (<math>b_{it}</math>)</i>				
METRO (-1)	-0,0180 (0,107)	0,1618 (0,305)	-0,0864 (0,076)	-0,0311 (0,074)
URBANO (-1)	0,0160 (0,238)	-0,8159*** (0,439)	-0,4295 (0,267)	-0,4539*** (0,240)
DENSFIXO (-1)	1,7106* (0,316)	1,2300* (0,392)	1,7973* (0,228)	1,6798* (0,214)
RENDA (-1)	-0,0004* (0,000)	-0,0004*** (0,000)	-0,0006* (0,000)	-0,0006* (0,000)
DENSMOVEL (-1)	-1,0374** (0,459)	-1,3551 (0,875)	-0,7528** (0,316)	-0,8752* (0,315)
ASSFIXO (-1)	0,0632* (0,023)	-0,0875*** (0,050)	0,0669* (0,016)	0,0495* (0,016)
HABFIXO (-1)	0,0004 (0,002)	0,0019 (0,002)	-0,0016 (0,002)	-0,0012 (0,001)
TUP (-1)	-	-0,1826 (0,119)	-	0,1200** (0,074)
Período	2002-2007	2002-2007	2002-2007	2002-2007
Ponderação	Não	Não	Sim	Sim
Número de Observações	400	400	400	400

Os símbolos \*, \*\* e \*\*\* indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Omitiram-se os valores dos efeitos regionais por conveniência. Entre parênteses os desvios-padrão das estimativas, robustos à heterocedasticidade.

A estimação foi feita por Mínimos Quadrados Não Lineares (MQNL), com e sem a ponderação pelo total de domicílios de cada área geográfica. Com as variáveis são médias das unidades geográficas, o problema de heterocedasticidade emerge naturalmente. A ponderação é justamente para mitigar este problema [Madalla (1983)]. A maioria dos resultados se mostra robusta à inclusão da variável TUP e à ponderação, exceção feita para alguns dos coeficientes associados à própria variável TUP e à variável ASSFIXO. Sendo assim, dado que há interesse em investigar o efeito dos acessos públicos na difusão do acesso fixo domiciliar e como a ponderação traz vantagens em termos de mitigar a heterocedasticidade, optou-se por tomar como referência o modelo (D).

Primeiramente, nota-se que regiões urbanas e metropolitanas tendem a ter maior potencial de adoção da telefonia fixa domiciliar. Note-se que a magnitude do efeito da variável URBANO (0,5042) é superior ao da variável METRO (0,1471). O efeito positivo da renda (0,0001), embora significativo, mostra-se bastante modesto. Ademais, cada ponto percentual adicional na proporção de domicílios com telefone móvel reduz em aproximadamente 0,3641 ponto percentual a adoção potencial do serviço fixo. As demais variáveis tem efeito pouco importante e estatisticamente não significativo.

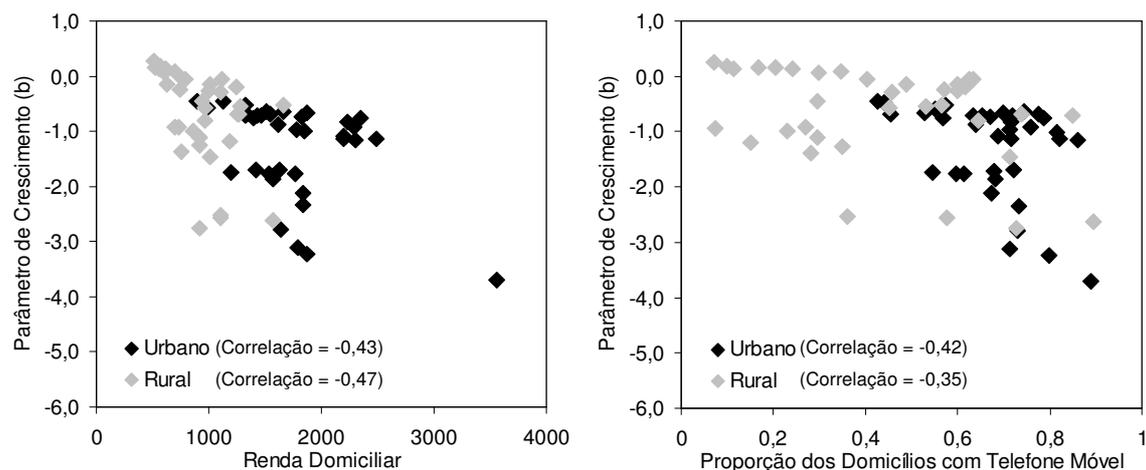
Chama atenção a importância do efeito de rede. Regiões que possuem maior disseminação do serviço fixo tendem a ter taxas de crescimento superiores (ou taxas de decréscimo inferiores, na maioria dos casos). O mesmo pode ser verificado com relação aos acessos públicos: quanto maior a densidade de orelhões, mais rápida é a disseminação do acesso fixo domiciliar. Este resultado contraria o argumento de que no Brasil a estratégia agressiva de acessos públicos poderia ter reduzido a demanda por acessos individuais [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)]. No entanto, a comparação entre os modelos (B) e (D) indica que tal conclusão não é robusta ao uso de pesos na estimativa dos modelos de difusão. Nesse sentido, seria desejável uma maior investigação a este respeito.

A maioria das variáveis estatisticamente significativas tem sinais contrários no que diz respeito aos parâmetros de localização ( $a_{it}$ ) e crescimento ( $b_{it}$ ). Por exemplo, regiões mais ricas tendem a estar mais avançadas em termos de adoção, mas a disseminação tende a crescer mais devagar (ou decrescer mais rápido, na maioria dos casos). O mesmo pode ser dito com relação à urbanização e densidade móvel. Em outras

palavras, o potencial de adoção é inferior em regiões menos desenvolvidas (em termos de renda domiciliar, urbanização e densidade de telefonia móvel), mas estas estão se aproximando das regiões mais desenvolvidas no que diz respeito à disseminação do acesso fixo individual. A Figura 2 ilustra esta relação.

FIGURA 2

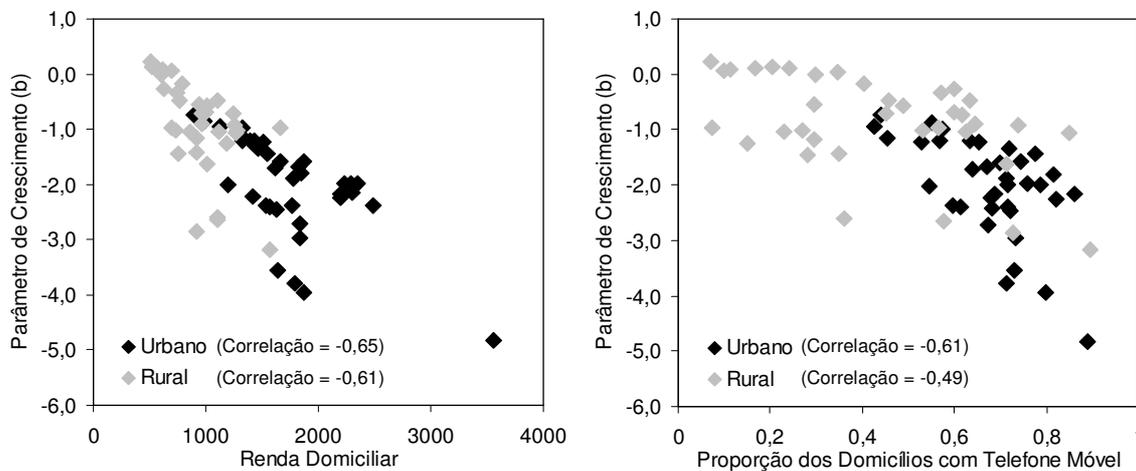
### Crescimento da Disseminação: Urbanização, Renda e Densidade Móvel



Entretanto, o efeito de rede contrabalança o efeito da convergência, pois faz com que regiões com maior densidade de acessos fixos domiciliares tenham taxas de crescimento maiores (ou taxas decrescimento menores, na maioria dos casos) na adoção. A Figura 3 apresenta um contrafactual que ajuda a ilustrar este efeito: o parâmetro de crescimento ( $b_{it}$ ) é calculado supondo-se nula a estimativa do parâmetro que descreve o efeito de rede. Fica claro que, sem o efeito de rede, a relação negativa entre crescimento da disseminação da telefonia fixa domiciliar e a renda fica mais acentuada. O mesmo pode ser dito com relação à densidade da telefonia móvel. Também fica mais marcada a diferença entre regiões urbanas e rurais.

FIGURA 3

**Crescimento da Disseminação: Urbanização, Renda e Densidade Móvel  
(Contrafactual – Efeito de Rede Nulo)**



Com relação ao valor da assinatura, não há impacto significativo na adoção potencial e quanto maior o pagamento mensal para garantir o serviço, menos adiantada se encontra a região em termos de disseminação do acesso fixo e mais rápida é o crescimento da disseminação (ou menos rápida é a velocidade de redução da adoção, na maioria dos casos). O efeito líquido é bastante diferente, dependendo se a região é urbana ou rural. Tomando-se os valores médios das variáveis explicativas para o ano de 2006, tem-se que a elasticidade com relação ao valor da assinatura é baixa para uma unidade geográfica urbana e não metropolitana típica da região Nordeste (-0,169), confirmando os resultados da literatura [Canêdo-Pinheiro & Lima (2007)]. No entanto, a mesma elasticidade, calculada para uma unidade geográfica rural, chega a -5,011.<sup>9</sup> Sendo assim, embora reduções no preço da assinatura tenham pouca capacidade de aumentar a disseminação da telefonia fixa domiciliar nas áreas urbanas, podem ser uma boa estratégia em áreas rurais. Nesse sentido, os resultados encontrados em Canêdo-Pinheiro & Lima (2007) precisam ser qualificados.

<sup>9</sup> Resultados semelhantes são encontrados para as demais regiões.

## 4 CONCLUSÕES

Existe um grande debate em torno de políticas para fomentar o crescimento da densidade de telefonia fixa no Brasil, em particular no que diz respeito ao papel que a redução do valor na assinatura do *Plano Básico*. Dos modelos de difusão estimados neste artigo é possível tirar algumas conclusões que podem ajudar a orientar este debate.

Em primeiro lugar, embora o efeito do valor da assinatura no nível potencial de adoção seja pequeno e não-significativo, tem-se que a adoção do serviço fixo está mais atrasada e decresce a uma velocidade menor em regiões nas quais este preço é maior.<sup>10</sup> Confirmando os resultados da literatura [Canêdo-Pinheiro & Lima (2007)], este efeito tende a ser modesto em áreas urbanas: a elasticidade-preço com relação à assinatura é pequena. No entanto, para regiões rurais a elasticidade-preço se mostra bastante alta, o que a princípio daria suporte a políticas públicas voltadas para redução da assinatura.

Percebe-se também que o efeito de rede é importante para explicar a disseminação do acesso fixo domiciliar. A velocidade de redução da disseminação é mais baixa em unidades geográficas com maior penetração do serviço fixo.

Além disso, a adoção do serviço fixo estaria diminuindo mais devagar em regiões menos desenvolvidas (em termos de urbanização, renda domiciliar e disseminação da telefonia móvel), indicando aproximação com o nível de adoção das regiões mais ricas, embora estas últimas tenham um potencial de difusão superior. No entanto, esta convergência estaria sendo mitigada pelo efeito de rede.

Por fim, alguns autores apontam que a política muito agressiva de acessos públicos adotada no Brasil poderia ter reduzido a demanda pelo acesso privado domiciliar [Schymura & Canêdo-Pinheiro (2006)]. A este respeito nota-se que o impacto da densidade de telefones públicos na adoção potencial da telefonia fixa é pequeno (e estatisticamente não significativo). O mesmo pode ser dito quanto parâmetro de localização, embora este resultado não seja robusto à inclusão de pesos na estimação do modelo. Ademais, nota-se que os telefones públicos tendem a aumentar – e não diminuir – a velocidade de disseminação dos acessos fixos domiciliares, indicando que as duas modalidades de acesso podem ser complementares. Entretanto, este resultado não se mostra robusto, o que justificaria um aprofundamento da investigação da relação entre acessos públicos e individuais.

---

<sup>10</sup> Os parâmetros associados ao valor da habilitação não são estatisticamente significativos.

## REFERÊNCIAS

- BIANCINI, S. (2006). Universal Telecommunication Service: an Empirical Analysis of the Indian Market. **Mimeo**, Université de Toulouse I.
- BURKI, A. A., ASLAM, S. (2000). The Role of Digital Technology and Regulations in the Diffusion of Mobile Phones in Asia. **Pakistan Development Review**, v. 39, p. 741-750.
- CANÊDO-PINHEIRO, M., LIMA, L. R. O. (2007). Estimando a Demanda Domiciliar por Telefones Fixos com Dados Agregados Brasileiros. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**.
- 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.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J. G. (1993). **Estimation and inference in Econometrics**. New York, Oxford: Oxford University Press.
- 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.
- GEROSKI, P. A. (2000). Models of technology diffusion. **Research Policy**, v. 29, p. 603-625.
- GRUBER, H., VERBOVEN, F. (2001a). The diffusion of mobile telecommunications services in the European Union. **European Economic Review**, v. 45, p. 577-588.
- GRUBER, H., VERBOVEN, F. (2001b). The evolution of markets under entry and standards regulation – the case of global mobile telecommunications. **International Journal of Industrial Organization**, v. 19, p. 1189-1212.

GRUBER, H. (2001). Competition and innovation. The diffusion of mobile telecommunications in Central and Eastern Europe. **Information Economics and Policy**, v. 13, p. 19-34.

KIISKI, S., POHJOLA, M. (2002). Cross-country diffusion of the Internet. **Information Economics and Policy**, v. 14, p. 297-310.

KOSKI, H., KRETSCHMER, T. (2005). Entry, Standards and Competition: Firm Strategies and the Diffusion of Mobile Telephony. **Review of Industrial Organization**, v. 26, p. 89-113.

LEE, S., BROWN, J. S. (2008). The Diffusion of Fixed Broadband: An Empirical Analysis. **NET Institute\* Working Paper**, n. 08-19.

LIIKANEN, J., STONEMAN, P., TOIVANEN, O. (2004). Intergenerational effects in the diffusion of new technology: the case of mobile phones. **International Journal of Industrial Organization**, v. 22, p. 1137-1154.

MADDALA, G. S. (1983). **Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press.

MADDEN, G., COBLE-NEAL, G. (2004). Economic determinants of global mobile telephony growth. **Information Economics and Policy**, v. 16, p. 519-534.

MADDEN, G., COBLE-NEAL, G., DALZELL, B. (2004). A dynamic model of mobile telephony subscription incorporating a network effect. **Telecommunications Policy**, v. 28, p. 133-144.

ROUVINEN, P. (2006). Diffusion of digital mobile telephony: Are developing countries different? **Telecommunications Policy**, v. 30, p. 46-63.

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.