

Sistemas de Custos Aplicados à Indústria de Telefonia Fixa no Brasil, nas Modalidades Local e Longa-Distância Intra-Regional

Marcelo Leandro Ferreira

July 30, 2001

1 Introdução

Ao longo dos últimos anos, o setor de telecomunicações no Brasil vem passando por um profundo processo de reestruturação, cujos principais marcos foram a promulgação da Lei Geral de Telecomunicações (Lei n.º 9.472, de 16 de julho de 1997), a criação do órgão regulador (Agência Nacional de Telecomunicações - ANATEL) e a privatização do Sistema TELEBRÁS. A entrada de agentes privados em um setor antes regido pelo monopólio estatal ampliou os desafios a serem enfrentados pelos reguladores tanto no que diz respeito à criação das condições necessárias para que a prestação de serviços de telecomunicações se dê em um ambiente de competição, quanto no que concerne à promoção da universalização dos serviços básicos de telefonia.

Não obstante os desafios colocados e o reconhecimento da importância do setor de telecomunicações enquanto infra-estrutura básica de uma economia avançada, há uma carência de trabalhos acadêmicos aplicados ao setor de telecomunicações no Brasil. Nesse sentido, a iniciativa buscada no presente artigo é pioneira ao procurar estimar um sistema de custos a partir dos dados disponíveis sobre o setor. Acredita-se que o conhecimento dos principais fatores que afetam o custo das empresas telefônicas, bem como a forma como esses fatores impactam os custos, seja relevante para orientar a definição de políticas de regulação. Serviram de base ao estudo as informações disponíveis referentes às empresas de telefonia fixa que emergiram do processo de privatização controladas por três *holdings* regionais (Tele Norte-Leste, Tele Centro-Sul e Telesp) e que prestam serviços de telefonia nas modalidades local e longa-distância intra-regional.

Para facilitar o entendimento do leitor quanto à linha de raciocínio a ser seguida no trabalho, a seção 2 descreve a metodologia. A seção 3 apresenta as características da amostra e faz uma análise dos dados que serviram de base para o presente estudo empírico. A seção 4 apresenta os resultados obtidos para dois sistemas de custos

alternativos. A seção 5 discute os resultados a partir de alguns desdobramentos sobre políticas regulatórias e a seção 6 fica reservada para alguns comentários finais.

2 Metodologia

2.1 Especificação Geral de um Modelo de Custos

A estrutura mais simples para se modelar a produção em uma indústria – e que foi adotada no presente artigo – consiste em supor que as firmas em questão minimizam custos para um dado nível de produção (Q), preço dos insumos (W) e tecnologia ($f(L)$). Em termos formais, isso significa que o comportamento do produtor é modelado a partir de uma função de custos neoclássica do tipo:

$$C(W, Q) = \left\{ \min_L W * L \text{ s.a. } f(L) \geq Q \right\}$$

onde W , $f(L)$ e Q são variáveis exógenas (1)

Em termos gerais, a função de custo total de longo prazo para uma determinada indústria pode ser escrita como $C = C(q, w, a)$, onde C representa o custo total de longo prazo, q é um vetor de produtos, w é um vetor de preços dos insumos utilizados no processo produtivo e a é um vetor de variáveis de controle quantitativas.

A estimação paramétrica dessa função de custos exige que uma forma funcional seja especificada. A escolha da forma funcional deve levar em consideração a existência de um *trade-off* entre flexibilidade e adequação. Christensen, Jorgenson & Lau (1975) propuseram uma função de custo translogarítmica para estudos desse tipo. Essa forma funcional é flexível, no sentido de que não impõe *a priori* propriedades como custos marginais não-negativos, monotonicidade no produto e concavidade no preço dos insumos. Nos trabalhos empíricos que se utilizam da função translogarítmica, essas propriedades são verificadas após a estimação. Roller (1990) estima uma função de custos quadrática do tipo ESC (elasticidade de substituição constante) cuja principal vantagem está associada à adequação, na medida em que todas as propriedades desejáveis ficam impostas na própria forma funcional. No entanto, na literatura empírica sobre função de custos, a prática usual tem sido no sentido de preservar a flexibilidade, o que justifica o fato de a maioria dos trabalhos publicados adotarem a forma funcional translogarítmica. Esse é o caso dos trabalhos de Evans&Heckman (1984), Shin&Ying (1992) e Gainutdinova (1999), aplicados à indústria de telefonia fixa local nos EUA.

Seguindo então a prática usual, a função de custos translogarítmica pode ser escrita como segue. Note que, como essa função de custos é duas vezes diferenciável, então ela pode ser aproximada por uma expansão de Taylor de segunda ordem:

$$\begin{aligned}
\ln C &= \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln q_i + \sum_j \beta_j \ln w_j + \sum_k \gamma_k \ln a_k \\
&+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln q_i \ln q_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \\
&+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln a_i \ln a_j + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln w_i \ln q_j + \\
&+ \sum_i \sum_j \mu_{ij} \ln q_i \ln a_j + \sum_i \sum_j \tau_{ij} \ln w_i \ln a_j
\end{aligned} \tag{2}$$

A aplicação do Lema de Shephard à função de custos apresentada em 2 gera equações de participação de cada insumo no custo total:

$$s_i = \beta_i + \sum_j \beta_{ij} \ln w_j + \sum_j \delta_{ij} \ln q_j + \sum_j \tau_{ij} \ln a_j \tag{3}$$

As propriedades de simetria e homogeneidade de grau um no preço dos insumos podem ser impostas a partir de restrições lineares sob os parâmetros do sistema formado por 2 e 3, da seguinte forma:

$$\text{Restrições de Simetria: } \alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad \beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \tau_{ij} = \tau_{ji}$$

$$\text{Restrições de Homogeneidade: } \sum_i \beta_i = 1, \quad \sum_i \beta_{ij} = 0 \ (\forall j), \\ \sum_i \delta_{ij} = 0 \ (\forall j), \quad \sum_i \tau_{ij} = 0 \ (\forall j)$$

No que concerne às demais propriedades desejáveis, a continuidade da função de custos segue diretamente da escolha da forma funcional translogarítmica. A monotonicidade no produto e a concavidade em relação ao preço dos insumos, segundo o que já foi dito acima, não podem ser impostas sob a forma de restrições aos parâmetros do modelo¹.

Adicionando às equações 2 e 3 termos de distúrbio aleatório, obtém-se o seguinte modelo empírico. No sistema, o sobrescrito t indexa uma observação:

¹No presente trabalho, essas propriedades não serão verificadas. Optou-se por preservar a flexibilidade da forma translogarítmica, impondo-se apenas as propriedades desejáveis que podem ser impostas como restrições lineares aos parâmetros do modelo.

Considerando-se que o que está sendo estimado é uma expectativa condicional, as conclusões do modelo em nada ficam prejudicadas caso a função não exiba monotonicidade em relação aos produtos e/ou concavidade em relação aos preços dos fatores. A verificação dessas propriedades é apenas um refinamento que permite ao pesquisador saber em que medida a função estimada se aproxima de uma função de custos *strictu sensu*.

$$\begin{aligned}
\ln C^t &= \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln q_i^t + \sum_j \beta_j \ln w_j^t + \sum_k \gamma_k \ln a_k^t \\
&+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln q_i^t \ln q_j^t + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln w_i^t \ln w_j^t \\
&+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln a_i^t \ln a_j^t + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln w_i^t \ln q_j^t \\
&+ \sum_i \sum_j \mu_{ij} \ln q_i^t \ln a_j^t + \sum_i \sum_j \tau_{ij} \ln w_i^t \ln a_j^t + \varepsilon_0^t
\end{aligned} \tag{4}$$

$$s_i^t = \beta_i + \sum_j \beta_{ij} \ln w_j^t + \sum_j \delta_{ij} \ln q_j^t + \sum_j \tau_{ij} \ln a_j^t + \varepsilon_i^t \tag{5}$$

onde impõe-se: $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$, $\beta_{ij} = \beta_{ji}$, $\tau_{ij} = \tau_{ji}$,
 $\sum_i \beta_i = 1$, $\sum_i \beta_{ij} = 0$ ($\forall j$), $\sum_i \delta_{ij} = 0$ ($\forall j$),
 $\sum_i \tau_{ij} = 0$ ($\forall j$)

2.2 Procedimento de Estimação

Os resultados apresentados na seção 4 do presente trabalho foram obtidos a partir de dois métodos distintos de estimação.

Primeiro, procurou-se aplicar uma técnica do tipo SUR (*seemingly unrelated regressions*) à-la Zellner (1962). Nesse caso, assumiu-se que a estrutura de erros do modelo exibe correlação contemporânea homocedástica. O método convencional proposto por Zellner (1962) consiste em aplicar ao sistema original – formado por $(T * M)$ equações² – um estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) restrito, utilizando-se os resíduos de mínimos quadrados para estimar os parâmetros que formam a matriz de correlação contemporânea Σ . Contudo, a aplicação do método convencional nesse caso é inviável, uma vez que a matriz de covariância formada por $\Sigma \otimes I_T$ é singular. Isso decorre do fato de que, na base de dados, tem-se necessariamente que $\sum_i s_i^t = 1$, para todo t . A solução é promover a retirada de uma das equações de participação do sistema de custos, corrigindo a correlação contemporânea no novo sistema, formado agora por $[T * (M - 1)]$ equações.

Essa forma de tratar a singularidade da matriz de covariância traz, entretanto, um problema. As estimativas obtidas a partir do método SUR não são únicas, e dependem da equação de participação que é retirada. Mudando a escolha da equação retirada do sistema, mudam também as estimativas. Trabalhos como o de Evans&Heckman

²Aqui, T se refere ao número de observações e M é o número de equações do sistema de custos para cada observação. Isto é, a cada observação correspondem M equações, sendo uma equação de custo e (M-1) equações de participação.

(1984) e Shin&Ying (1992) aplicam uma versão iterativa do método SUR que, assintoticamente, elimina a não-unicidade das estimativas. Aqui, a alternativa consistiu em seguir a recomendação de Mandy&Martins-Filho (1993), adotando um procedimento de estimação em três estágios. Nesse caso, a matriz de covariância estimada é única e invariante em relação à equação retirada do sistema de custos.

O segundo método consistiu no emprego de um estimador que acomoda para a presença de heterocedasticidade na forma aditiva, proposto por Mandy&Martins-Filho (1993). Nesse caso, há uma matriz de correlação contemporânea para cada observação e a solução proposta pelos autores consiste em expressar os parâmetros que formam essas matrizes como função linear de um conjunto de variáveis observadas pelo economista. A razão teórica para que se introduza heterocedasticidade no sistema é simples e está demonstrada em Chavas&Segerson (1987). Como os distúrbios aleatórios das equações de participação do sistema são derivadas parciais do termo de distúrbio aleatório da função de custos em relação ao preço do respectivo insumo, e como os preços dos insumos variam a cada observação, então a estrutura estocástica do termo de distúrbio aleatório da equação de custo é necessariamente heterocedástica. Do ponto de vista teórico, esta é, portanto, a especificação mais consistente com a natureza do processo estocástico descrito no sistema de custos.

3 Descrição da Amostra e dos Dados

A amostra aqui considerada compreende 102 observações, referentes ao período imediatamente após a privatização do Sistema TELEBRÁS. As observações têm periodicidade trimestral e se referem aos trimestres findos em setembro de 1998, dezembro de 1998, março de 1999, junho de 1999, setembro de 1999 e dezembro de 1999.

O custo econômico foi construído com base em informações contábeis publicadas pelas prestadoras de STFC. Para o custo do capital, o cálculo seguiu o método apresentado em Shin&Ying (1992) e Gainutdinova (1999), através do qual o $CUSTO DO CAPITAL = \text{Custo do Estoque de Capital}^3 + \text{Juros sobre as Disponibilidades de Caixa}$. Quanto ao custo do trabalho, este é calculado deduzindo-se o custo do capital da soma entre o custo dos serviços prestados e as despesas operacionais (custo total). Ou seja, $CUSTO DO TRABALHO = \text{Custo dos Bens/Serviços Vendidos e/ou Prestados} + \text{Despesas Operacionais} - \text{Custo do Capital}$. Dada a qualidade das informações a que se teve acesso, optou-se por trabalhar aqui com apenas duas categorias de insumos e, por conseguinte, com apenas duas categorias de custo. Em outras palavras, assume-se que a função de produção das empresas telefônicas é da forma mais simples, contendo apenas dois insumos – *capital* e *tra-*

³O custo do estoque de capital (C_{KS}) é calculado a partir da seguinte fórmula, $C_{KS} = \frac{r*KS}{(1-e^{-r*T})}$, onde r é a taxa de juros real, KS é o valor contábil do estoque de capital em termos reais e T é a vida útil do estoque de capital (por hipótese, 20 anos, o que equivale a 80 trimestres). Essa fórmula corresponde à versão contínua de uma fórmula bastante usada em matemática financeira para o cálculo das despesas com juros e depreciação.

balho – onde o capital representa um insumo fixo e o trabalho representa um insumo variável⁴.

Para o cálculo do preço médio do capital, seguiu-se o procedimento adotado em Shin&Ying (1992), que consiste em considerar como preço médio do capital as despesas com capital (custo do capital) dividido pelo número médio de acessos fixos instalados. O preço médio do trabalho foi obtido dividindo-se o custo do trabalho pelo número de empregados.

Os dados de planta e tráfego das operadoras, relevantes para a construção do vetor de produtos, foram obtidos junto à ANATEL. Para que se entenda a forma como deve ser construído o vetor de produtos, cabe notar que os serviços prestados ao consumidor por uma empresa telefônica são basicamente de dois tipos. O primeiro tipo de serviço consiste no acesso do indivíduo ao sistema telefônico. Naturalmente, este acesso se materializa na medida em que o indivíduo esteja de posse de uma linha telefônica. O segundo tipo de serviço está associado à possibilidade de, uma vez conectado ao sistema telefônico, realizar uma chamada qualquer.

Assim, a primeira medida de produto para as prestadoras é o número de acessos fixos instalados, que mede o tamanho da planta ou, o que dá no mesmo, a disponibilidade de acesso. As demais medidas de produto são medidas de tráfego: o número de pulsos locais registrados nos contadores de assinantes e o número de minutos tarifados nacionais em chamadas de longa-distância. Deve-se observar que, no caso aqui tratado, a correlação entre número de acessos fixos e número de pulsos locais registrados é de 0.9918, enquanto que a correlação entre número de acessos fixos e número de minutos tarifados é de 0.9455. A correlação entre número de pulsos locais registrados e número de minutos tarifados nacionais também é alta: 0.9435. É importante estar ciente quanto ao fato de que, ao incluir essas três variáveis no vetor de produtos, incorre-se em problemas causados pela existência de multicolinearidade entre os regressores.

O presente trabalho testa duas especificações diferentes para o vetor de produtos das firmas. Na primeira especificação o vetor de produtos é composto apenas pelo número de pulsos registrados nos contadores de assinantes e pelo número de minutos tarifados em chamadas de longa-distância, omitindo-se o número de acessos fixos instalados. São consideradas no vetor de produtos apenas as medidas de tráfego telefônico⁵. Na seção 4 do trabalho, onde são apresentados os resultados, denotar-se-á o sistema de custos que contém essa especificação de Sistema de Custos nº 1.

Na segunda especificação, o vetor de produtos é formado a partir das três variáveis

⁴O trabalho, nesse caso, é um insumo bastante genérico, que inclui não apenas os gastos com salários, mas também uma série de outros gastos necessários para que um empregado exerça seu trabalho na empresa (seguros, aluguéis, materiais, energia elétrica, etc...).

⁵A rigor, seria necessário incluir também no vetor de produtos a variável minutos do serviço fixo-móvel, já que a realização de chamadas de telefones fixos para telefones móveis corresponde a uma parte do tráfego telefônico. Contudo, não se teve acesso a informações sobre o número de minutos do serviço fixo-móvel.

acima mencionadas: a) número de acessos fixos instalados; b) número de pulsos locais registrados nos contadores de assinantes e c) número de minutos tarifados de longa-distância. Buscou-se, no entanto, construir uma nova variável a partir das medidas de tráfego telefônico b) e c), de modo a evitar o problema de multicolinearidade. Nesse sentido, manteve-se o número de acessos fixos instalados como uma medida física da quantidade de produto e construiu-se a variável número de pulsos locais registrados divididos pelo número de minutos tarifados, cujo grau de correlação com o número de acessos é de 0.0446. Uma determinada firma é mais intensiva em serviços locais quanto maior for essa razão e vice-versa. É justamente esse efeito da intensidade dos serviços locais frente aos serviços de longa-distância que está sendo captado pela razão pulsos locais/minutos tarifados. O sistema de custos que contém essa especificação para o vetor de produtos – contendo o número de acessos e a razão pulsos/minutos – será denotado, na próxima seção, Sistema de Custos nº 2.

Além dos preços dos insumos e da quantidade de produtos, uma série de outros fatores pode ter influência sobre o custo das empresas de telefonia fixa. O ideal, portanto, é que o modelo de custos inclua também variáveis capazes de captar o efeito desses fatores.

Uma questão central, por exemplo, está associada a diferenças nos custos de prestação do serviço em áreas urbanas e rurais. Para uma mesma quilometragem de cabos, a empresa telefônica atende um número muito maior de consumidores nas áreas urbanas. Nas áreas rurais, os consumidores tendem a ficar mais dispersos, o que obriga a firma a percorrer distâncias maiores com o cabeamento para atender um contingente pequeno de usuários. Para tentar captar esse efeito, utilizou-se como variável de controle os dados de densidade demográfica para os Estados da Federação, referentes ao Censo de 1996.

Outro fator importante para explicar diferenças nos custos das empresas telefônicas pode estar relacionado ao tipo de usuário servido pela companhia. O tipo de linha telefônica – residencial, não-residencial, tronco – afeta os custos de comutação. Por exemplo, usuários não-residenciais tendem a concentrar suas chamadas em períodos de pico, enquanto que os usuários residenciais tendem a realizar a maior parte das chamadas nos períodos de tráfego menos intenso. A variável de controle escolhida para captar esse efeito foi a percentagem de população residente em área urbana, referente ao Censo de 1996. Quanto maior for essa percentagem, maior tende a ser a participação das linhas não-residenciais no total de linhas telefônicas, uma vez que as áreas urbanas concentram um número muito maior de imóveis comerciais.

É interessante também incluir no modelo de custos uma variável para captar o efeito de possíveis diferenças tecnológicas existentes entre as firmas. A justificativa reside no fato de que, em um painel onde as empresas possuem tamanhos diferentes, é razoável imaginar que diferenças tecnológicas possam existir. No Brasil, ainda que durante o período do monopólio estatal as empresas estivessem sob o controle e planejamento central da *holding* TELEBRÁS, é possível que o baixo nível de investimentos nos anos 80 e início dos anos 90, aliado a um provável desbalanceamento dos

investimentos entre as operadoras, tenha resultado em diferenças tecnológicas entre as mesmas. Como a vida útil de boa parte dos equipamentos que compõem a planta telefônica é longa, essas diferenças podem ser persistentes, a ponto de ainda estarem afetando o custo das empresas no período pós-privatização. A variável de controle escolhida para captar esse efeito foi a taxa de digitalização da rede local.

A Tabela 1 abaixo apresenta as estatísticas descritivas para o conjunto de variáveis do modelo de custos:

TABELA 1: Estatísticas Descritivas para o Conjunto de Dados				
Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Custo Total (em Reais)	206.478.787,19	297.040.030,35	7.490.233,76	1.839.686.283,00
Participação do Capital	15,27%	8,39%	4,38%	47,09%
Participação do Trabalho	84,73%	8,39%	52,91%	95,62%
Preço Médio do Capital (em Reais)	24,89	10,33	9,08	57,82
Preço Médio do Trabalho (em Reais)	33.985,84	15.333,07	7.387,97	84.175,97
Número de Acessos Fixos Instalados	1.122.364	1.518.651	43.419	7.962.007
Número de Pulsos Locais Registrados	829.649.608	1.174.343.289	23.300.000	5.656.905.000
Número de Minutos Tarifados	401.967.088	673.234.643	11.912.000	3.397.834.000
Razão Pulsos Locais/Minutos Tarifados	2,43	1,12	1,19	6,19
Densidade Demográfica (hab/Km ²)	194,57	370,49	1,1	1.626,59
Percentagem de População Urbana	80,20%	12,59%	51,92%	99,53%
Taxa de Digitalização da Rede Local	81,07%	10,14%	56,37%	100%

4 Resultados da Estimação

4.1 Sistema de Custos n.º 1

As tabelas 2 e 3, apresentadas no anexo ao fim do texto, contêm os resultados da estimação para o Sistema de Custos n.º 1, segundo o método SUR tradicional e segundo o método SUR com heterocedasticidade aditiva, respectivamente. Na tabela 2, dos 36 parâmetros estimados, 19 são estatisticamente significativos ao nível de 5%. Na tabela 3, 25 parâmetros possuem essa característica. Em ambas as tabelas, os parâmetros significativos estão em negrito⁶. Cabe agora, então, passar a discutir os parâmetros estimados, avaliando a plausibilidade dos resultados encontrados.

No que concerne às medidas de produto – número de pulsos locais registrados nos contadores de assinantes e número de minutos tarifados em chamadas de longa-distância nacional – ambos os parâmetros estimados são positivos e possuem, portanto, o sinal esperado. Esse resultado é observado tanto na tabela 2 quanto na tabela 3. Contudo, o parâmetro associado ao número de minutos tarifados em chamadas de longa-distância nacional não é significativo ao nível de 5%, tanto no sistema estimado a partir do método SUR tradicional quanto no sistema estimado a

⁶O valor crítico da estatística qui-quadrado, para 1 grau de liberdade, é de 3,84.

partir do método SUR com heterocedasticidade. Esse comportamento talvez possa ser explicado pelo fato de que os minutos de longa-distância nacional constituem um produto secundário das firmas aqui consideradas, na medida em que o grosso do tráfego telefônico que passa por essas empresas corresponde a chamadas locais. Nesse aspecto, cabe lembrar que as firmas que constituem o objeto desse estudo carregam apenas uma parcela do tráfego de longa-distância, já que elas só podem efetuar chamadas de longa-distância entre áreas locais distintas situadas na área de concessão da respectiva *holding* de telefonia fixa.

O parâmetro associado ao número de pulsos locais registrados nos contadores de assinantes, por sua vez, é altamente significativo. Cumpre destacar aqui a interpretação do coeficiente estimado. Como todas as variáveis do modelo, exceto as participações, foram logaritmadas e centradas na média amostral, os coeficientes de primeira ordem da função custo total podem ser interpretados como elasticidades-custo avaliadas em torno da média amostral. A tabela 2 registra o valor de 0.9684 para o parâmetro associado ao número de pulsos locais. Isto significa que, a cada 1% de aumento no produto, ou seja, a cada 1% de aumento no número de pulsos locais, corresponde uma elevação de aproximadamente 0,97% no custo total. Na tabela 3, que trata do sistema de custos heterocedástico, o valor encontrado para esse parâmetro é um pouco menor, 0.8992. Ou seja, a cada 1% de aumento no número de pulsos locais registrados corresponde uma elevação dos custos da ordem de 0,90%. Esses valores encontrados apontam também para a existência de economias de escala, ainda que pequenas, para as firmas em questão, fornecendo um indício de subaditividade da função custo total da indústria⁷.

Merece menção ainda o fato de que os valores encontrados para os parâmetros associados aos termos de segunda ordem para as variáveis de produto estão todos entre 0 e 1 e possuem sinais alternados. A magnitude desses coeficientes é, portanto, bastante plausível. Alguns trabalhos, como por exemplo o trabalho de Evans&Heckman (1984), aplicado ao mercado norte-americano, encontram valores pouco plausíveis, entre 5 e 10, para esses termos de segunda ordem. Em um caso como esse, um aumento de 1% no produto levaria a um acréscimo ou decréscimo de grande proporção na elasticidade-custo em relação ao produto, o que não é muito razoável de se esperar.

Para os preços dos insumos, as elasticidades-custo correspondem as participações dos fatores na média amostral. Os valores encontrados para as elasticidades em relação ao preço dos fatores capital e trabalho são positivos, significativos e de magnitude plausível. Na tabela 2, esses valores são, respectivamente, para o fator capital e para o fator trabalho, de 0.1718 e 0.8282. Na tabela 3, os respectivos valores são

⁷Em termos formais, uma função de custos é dita subaditiva quando uma firma pode produzir um dado vetor de produtos Q , a um custo $C(Q)$, menor do que o custo de se produzir o mesmo nível de produto Q através de qualquer combinação de duas ou mais firmas, isto é:

$$C(Q) < \sum_i C(q_i) \quad \forall q_i, Q \text{ tal que } \sum_i q_i = Q$$

0.1522 e 0.8478. Cabe ressaltar que esses valores para as elasticidades são bastante razoáveis tendo em mente a forma como foram calculadas as despesas com capital e trabalho, as quais serviram então de base para o cálculo do preço médio desses insumos. Nesse sentido, vale lembrar que as despesas com trabalho constituem uma categoria bastante genérica, congregando várias categorias de gasto por parte das empresas (salários, materiais, energia elétrica, combustível, seguros, aluguéis, arrendamentos, etc.). É natural, portanto, que as despesas com trabalho respondam por uma parcela bastante significativa do custo total da indústria.

O parâmetro associado à variável de controle densidade demográfica possui o sinal esperado (negativo) e é altamente significativo. A elasticidade-custo com relação à densidade demográfica é de -0.1568, para o sistema de custos estimado através do método tradicional, e de -0.1464, para o sistema heterocedástico. Os resultados indicam, portanto, que a cada 1% de redução na densidade demográfica corresponde uma elevação de aproximadamente 0,15% nos custos. Esse resultado é esperado já que, para uma mesma quilometragem de cabos, o número de consumidores atendidos é bem maior em áreas de densidade demográfica elevada. Sendo assim, os custos com cabeamento são diluídos para uma demanda maior. Em áreas rurais, onde a densidade demográfica é baixa, a empresa é obrigada a percorrer grandes distâncias com o cabeamento para atender a um contingente pequeno de usuários.

O coeficiente associado à variável de controle percentagem de população residente em área urbana é não-significativo estatisticamente, em ambos os sistemas. Cabe notar também que o parâmetro associado ao termo quadrático para essa variável possui magnitude pouco plausível, sendo de -7.0854 na tabela 2 e -8.7129 na tabela 3. Diante dessas considerações, pode-se dizer que essa variável tem baixo poder explicativo no modelo de custos considerado, não sendo portanto uma *proxy* adequada para indicar o perfil predominante dos usuários. O ideal, nesse aspecto, seria buscar informações relativas ao número de usuários residenciais e não-residenciais servidos pelas empresas.

Quanto à variável de controle taxa de digitalização, os parâmetros são não-significativos estatisticamente em ambos os casos. A taxa de digitalização, portanto, não parece ser uma *proxy* adequada para controlar para possíveis diferenças no estágio tecnológico em que se encontram as empresas. Algumas conjecturas podem ser feitas a esse respeito. Primeiro, há que se lembrar que a amostra considerada cobre um espaço de tempo relativamente curto, entre setembro de 1998 e dezembro de 1999. Ora, levando-se em conta que esse período concentra grandes investimentos por parte das operadoras recém-privatizadas na modernização e expansão da rede – com conseqüente aumento do percentual de digitalização – então a redução de custos propiciada pela modernização deve aparecer ao longo dos próximos anos, não se refletindo portanto no período coberto pela amostra. Segundo, uma análise cuidadosa na base de dados mostra que essa variável apresenta pouca variabilidade e que, recentemente, tem havido inclusive uma convergência entre as taxas das diversas empresas, na medida em que a taxa de digitalização da rede vai se aproximando de 100%. Desse

modo, a fim de controlar para diferenças no estágio tecnológico em que se encontram as empresas, a *proxy* ideal deve estar em alguma variável que forneça uma idéia quantitativa do emprego de fibra óptica.

4.2 Sistema de Custos n.º 2

Passemos agora a examinar os resultados obtidos na estimação do Sistema de Custos n.º 2. As tabelas 4 e 5, ao fim do texto, apresentam os resultados. Convém lembrar que, nesse novo sistema, há duas medidas de produto, sendo que uma delas corresponde a uma medida de disponibilidade no acesso ao sistema telefônico e a outra a uma medida de intensidade do tráfego local frente ao tráfego de longa-distância. Como já foi dito no capítulo precedente, a redefinição da variável de produto que trata das medidas de tráfego telefônico visa eliminar o problema de multicolinearidade entre os regressores. No sistema estimado a partir do método SUR tradicional, dos 36 parâmetros estimados, 19 são estatisticamente significantes ao nível de 5%. Para o sistema estimado através do método SUR que acomoda para a presença de heterocedasticidade na forma aditiva, 22 parâmetros dentre os 36 são significativos ao nível de 5%.

Para as medidas de produto, ambos os coeficientes são significativos e possuem o sinal esperado. Com relação ao parâmetro associado ao número de acessos fixos instalados, os valores encontrados foram, respectivamente, de 1.0390 e 1.0330, para os dois métodos de estimação. Isso indica que a cada 1% de aumento no número de acessos fixos instalados corresponde uma aumento dos custos da ordem de 1,03%. Isso reverte o indício fornecido pelo Sistema de Custos n.º 1, o qual apontava para a presença de economias de escala e, conseqüentemente, para uma estrutura de custos subaditiva para a indústria em questão.

Para a segunda medida de produto, a razão pulsos locais/minutos tarifados, o sinal é positivo e coerente com o resultado obtido no Sistema de Custos n.º 1, onde ficou demonstrado que o efeito de variações no tráfego local sobre o custo é mais importante do que o efeito de variações no tráfego de longa-distância. No Sistema de Custos n.º 2, percebe-se que uma maior intensidade em tráfego local frente ao tráfego de longa-distância tem um efeito positivo sobre o custo total. Os valores encontrados para os coeficientes associados a essa variável foram de 0.2743 através do primeiro método de estimação e de 0.2177 através do segundo método. Os termos de segunda ordem associados às medidas de produto também possuem uma magnitude plausível.

Em relação aos preços dos insumos, os resultados são bem próximos daqueles obtidos para o Sistema de Custos n.º 1. As elasticidades obtidas são positivas e altamente significativas.

Para as variáveis de controle, o sinal do coeficiente associado à densidade demográfica continua sendo negativo e estatisticamente significativa. Os valores encontrados são de -0.1266 para o primeiro método e -0.1506 para o segundo.

O coeficiente associado à variável percentagem de população residente em área

urbana é não significativo estatisticamente, em ambos os casos, reforçando o que já havia sido dito anteriormente quanto ao baixo poder explicativo dessa variável no modelo de custos considerado. Cabe destacar também que, assim como no Sistema de Custos nº 1, os termos de segunda ordem associados a essa variável possuem magnitude pouco plausível.

Para a taxa de digitalização, o parâmetro estimado é estatisticamente significativo apenas no sistema de custos estimado a partir do método SUR heterocedástico e o valor encontrado é de -0.3019. O sinal negativo do parâmetro fornece um indício de que, quanto mais avançadas tecnologicamente forem as firmas do setor, menores tendem a ser os custos totais da indústria. Em outras palavras, na medida em que haja uma modernização dos equipamentos de transmissão e comutação do sistema telefônico brasileiro, menores tendem a ser os custos totais. Contudo, deve-se ressaltar que, na tentativa de aperfeiçoar o modelo de custos descrito, o ideal seria buscar outras *proxies* para tecnologia, já que, no todo – considerando os sistemas de custos 1 e 2 – a taxa de digitalização não parece ter grande poder de explicação.

5 Desdobramentos sobre Políticas de Regulação

Uma primeira questão que merece comentário se refere ao resultado encontrado no Sistema de Custos nº 2 para a variável de produto número de acessos fixos instalados. Viu-se que a um aumento no número de acessos correspondia uma variação mais que proporcional nos custos. Esse resultado possui um desdobramento interessante do ponto de vista de políticas de regulação. Como a ANATEL estabelece metas a serem cumpridas pelas operadoras em relação ao número de acessos fixos instalados, então, caso a evidência empírica se confirme na prática, a expansão da planta deve ser acompanhada de aumento de custos e, possivelmente, da reivindicação por parte das empresas por uma revisão dos valores tarifários estabelecidos pela agência. E, a partir do momento em que passar a vigorar um regime de liberdade tarifária, pode haver simplesmente um repasse de custos para o preço das tarifas. Nesse caso, os consumidores terão que arcar com o ônus da universalização. Naturalmente, não é desejável do ponto de vista do bem-estar social que os usuários “paguem a conta”, sobretudo porque existe um fundo – Fundo de Universalização dos Serviços de Telecomunicações (FUST) – criado justamente com o objetivo de financiar as obrigações de universalização. O desafio do órgão regulador consiste em definir em que situações os recursos do fundo devem ser utilizados e, obviamente, qual o montante de recursos a ser destinado em cada caso.

O problema da definição de preços de interconexão entre redes também requer comentário. Para definir esses preços, é necessário saber se estrutura de custos da rede possui ou não as características de um monopólio natural. Sob a hipótese de que a rede seja um monopólio, a fixação de preços com base nos custos marginais trará prejuízos para a firma monopolista e, naturalmente, haverá por parte desta a demanda por algum mecanismo de compensação. Com base nos sistemas de custos

apresentados, procurou-se fazer uma investigação preliminar da estrutura de custos da indústria de telefonia fixa local e regional no Brasil a partir dos coeficientes estimados para as medidas de quantidades físicas de produto. Percebeu-se que, quando as medidas utilizadas eram as variáveis de tráfego telefônico, os indícios apontavam para a existência de economias de escala. Em contraste, quando se considerava a medida de acesso ao sistema telefônico, não havia indícios de economias de escala. Diante disso, cabem aqui as seguintes considerações.

Primeiro, seria um tanto quanto ousado fazer qualquer afirmação mais contundente acerca da estrutura de custos do setor olhando apenas para as elasticidades-custo do produto estimadas nos sistemas de custos. A fim de conhecer com maior precisão a estrutura de custos da rede telefônica, são necessários testes estatísticos mais elaborados, capazes de testar a subaditividade da função de custos para a indústria em questão. Os trabalhos de Evans&Heckman (1984), Shin&Ying (1992) e Gainutdinova (1999), aplicados ao mercado de telefonia local nos EUA, constituem boas referências para testes dessa natureza. Segundo, para que se obtenham bons resultados, é necessário também reconhecer a natureza multi-produto das empresas telefônicas, de modo a incorporar no vetor de produtos tanto as medidas de disponibilidade de acesso quanto as medidas de tráfego telefônico. A única ressalva, nesse aspecto, requer que a inclusão dessas variáveis seja feita de forma a evitar a presença de multicolinearidade entre os regressores. Terceiro, como as variáveis de produto são variáveis chaves para a implementação de qualquer teste estatístico sobre a estrutura de custos da indústria, é bom lembrar da necessidade de obtenção de dados em maior quantidade e de melhor qualidade do que aqueles que serviram de base ao presente estudo.

Ainda que os sistemas de custos apresentados não respondam efetivamente a controvérsia em torno do monopólio natural da rede básica, fornecem uma importante contribuição quanto ao impacto que a prestação de serviço telefônico em regiões de baixa densidade demográfica pode ter sobre o custo das empresas. A relevância disto está associada ao fato de que tem sido uma preocupação central da ANATEL a promoção da universalização dos serviços básicos. E, nesse aspecto, torna-se essencial para o órgão regulador ter alguma idéia do custo de prestação do serviço nessas regiões, tanto para determinar em que casos serão utilizados os recursos do FUST bem como o montante de recursos a ser destinado.

Para quantificar isso com precisão, deve-se observar que, nos dois sistemas de custos estimados, a elasticidade-custo em relação à densidade demográfica é estatisticamente significativa, independentemente do método de estimação empregado. Isso confirma que a distribuição da demanda – concentrada ou dispersa – tem impacto sobre os custos. Além disso, a discrepância entre os valores estimados para a elasticidade-custo nos sistemas considerados é bem pequena. Os resultados obtidos prevêm, portanto, que a cada 1% de redução na densidade demográfica, há uma elevação dos custos de aproximadamente 0,15%. De posse desses dados, e tomando por base o custo incorrido por uma empresa no atendimento de uma determinada área, o órgão regulador

pode tentar prever os custos de atendimento de regiões remotas, bastando para isso conhecer a densidade demográfica da área que já dispõe do serviço e a densidade da área que ainda está por ser atendida. O conhecimento dessa elasticidade, portanto, é capaz de orientar a agência no sentido de promover uma destinação eficiente dos recursos do fundo de universalização.

6 Considerações Finais

O trabalho procurou dar uma contribuição no sentido de estimar um sistema de custos para telefonia fixa local e de longa-distância intra-regional no Brasil. Foram testados dois sistemas de custos variando a especificação das variáveis de produto das firmas.

Os resultados obtidos através da estimação permitiram algumas considerações interessantes. Primeiro, cabe apontar como uma extensão natural do presente estudo a implementação de um teste de subaditividade da função custo total da indústria, que permita checar se as evidências apontam contra ou favor da tese do monopólio natural. Um melhor conhecimento da estrutura de custos da rede básica de telefonia é capaz de orientar o órgão regulador na definição de preços de interconexão entre diferentes redes de telecomunicações.

Em segundo lugar, obteve-se uma medida relevante para a previsão dos custos de atendimento de áreas rurais e pequenas localidades a partir da elasticidade-custo em relação à densidade demográfica. Nos sistemas de custos estimados, obteve-se estimativas pontuais para essa elasticidade que variaram entre -0,13 e -0,16. A relevância dessa informação fica evidente se observarmos que, no Brasil, marcado por disparidades regionais e por diferenças substanciais na distribuição da população ao longo do território nacional, tem sido uma preocupação da ANATEL a universalização dos serviços básicos e o atendimento das regiões que se mostrem menos atrativas para as empresas, devido à maior dispersão da demanda. Para garantir esse atendimento, a agência administra os recursos do Fundo de Universalização dos Serviços de Telecomunicações (FUST). A destinação eficiente desses recursos, contudo, depende do conhecimento por parte da agência de como a dispersão da demanda impacta o custo de prestação do serviço.

7 Referências Bibliográficas

CHAVAS, J. P. & SEGERSON, K. (1987). Stochastic Specification and Estimation of Share Equation Systems. *Journal of Econometrics*, 35, 337-58.

CHRISTENSEN, L. R., JORGESON, D. W. & LAU, L. J. (1975). Transcendental Logarithmic Utility Functions, *American Economic Review*, 65, 367-383.

EVANS, D. S. & HECKMAN, J. J. (1984). A Test for Subadditivity of the Cost Function with an Application to the Bell System. *American Economic Review*, 74, 615-23.

GAINUTDINOVA, Olesya (1999). "Cost Structure of the Local Telecommunications Industry". Ph.D. Thesis, Department of Economics, Oregon State University, USA.

MANDY, D. M. & MARTINS-FILHO, C. (1993). Seemingly Unrelated Regressions Under Additive Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 58, 315-346.

ROLLER, L. H. (1990). Proper Quadratic Cost Functions with an Application to the Bell System. *Review of Economics and Statistics*, 72, 202-210.

SHIN, R. T. & YING, J. S. (1992). "Unnatural Monopolies in Local Telephone". *RAND Journal of Economics*, 23, 171-83.

ZELLNER, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

8 Anexo

TABELA 2: Sistema de Custos nº 1			
Variáveis	Método SUR Tradicional		
	Coeficiente	Desvio-Padrão	Estatística de Teste
Intercepto	-0,0571	0,0265	4,86
No. de Pulsos Locais	0,9684	0,0548	315,75
No. de Minutos Tarifados	0,0012	0,0539	0,0005
Preço do Capital	0,1718	0,0100	412,98
Preço do Trabalho	0,8282	0,0100	9591,60
Densidade Demográfica	-0,1568	0,0141	115,52
Percentual de Pop. Urbana	0,1329	0,1729	0,59
Taxa de Digitalização	-0,0337	0,1136	0,09
(PulsosXPulsos)/2	0,1457	0,2417	0,36
PulsosXMinutos	0,2393	0,2328	1,06
(MinutosXMinutos)/2	-0,4585	0,2324	3,90
(Preço CapitalXPreço Capital)/2	0,1185	0,0173	55,38
(Preço CapitalXPreço Trabalho)	-0,1185	0,0173	55,38
(Preço TrabalhoXPreço Trabalho)/2	0,1185	0,0173	55,38
(DensidadeXDensidade)/2	-0,0825	0,0173	20,02
DensidadeXPop. Urbana)	1,1869	0,1253	89,63
DensidadeXDigitalização	0,3534	0,1257	7,89
(Pop. UrbanaXPop. Urbana)/2	-7,0854	1,4251	24,72
Pop. UrbanaXDigitalização	0,7491	1,4352	0,27
(DigitalizaçãoXDigitalização)/2	-1,6517	1,7223	0,92
Preço CapitalXPulsos	-0,0612	0,0332	3,35
Preço CapitalXMinutos	0,0607	0,0300	3,90
Preço TrabalhoXPulsos	0,0612	0,0332	3,35
Preço TrabalhoXMinutos	-0,0607	0,0300	3,90
PulsosXDensidade	-0,0183	0,0400	0,20
PulsosXPop. Urbana	-0,7358	0,5935	1,54
PulsosXDigitalização	-1,6998	0,5515	9,50
MinutosXDensidade	-0,0652	0,0387	2,92
MinutosXPop. Urbana	0,5971	0,5725	1,09
MinutosXDigitalização	1,7417	0,4786	13,24
Preço CapitalXDensidade	0,0122	0,0100	2,61
Preço CapitalXPop. Urbana	-0,0777	0,0755	1,05
Preço CapitalXDigitalização	-0,2160	0,0837	6,64
Preço TrabalhoXDensidade	-0,0122	0,0100	2,61
Preço TrabalhoXPop. Urbana	0,0777	0,0755	1,05
Preço TrabalhoXDigitalização	0,2160	0,0837	6,64
R² da Função de Custos		0,9892	
R² da Equação de Participação do Capital		0,5784	

TABELA 3: Sistema de Custos nº 1			
Método SUR com Heterocedasticidade			
Variáveis	Coeficiente	Desvio-Padrão	Estatística de Teste
Intercepto	-0,0544	0,0100	71,27
No. de Pulsos Locais	0,8992	0,0424	441,71
No. de Minutos Tarifados	0,0366	0,0316	1,39
Preço do Capital	0,1522	0,0100	1637,20
Preço do Trabalho	0,8478	0,0100	50801,00
Densidade Demográfica	-0,1464	0,0141	137,76
Percentual de Pop. Urbana	0,1770	0,0954	3,45
Taxa de Digitalização	-0,0907	0,1025	0,78
(PulsosXPulsos)/2	-0,3591	0,1044	11,85
PulsosXMinutos	0,4673	0,1428	10,70
(MinutosXMinutos)/2	-0,4288	0,1533	7,83
(Preço CapitalXPreço Capital)/2	0,1078	0,0100	353,17
(Preço CapitalXPreço Trabalho)	-0,1078	0,0100	353,17
(Preço TrabalhoXPreço Trabalho)/2	0,1078	0,0100	353,17
(DensidadeXDensidade)/2	-0,1485	0,0100	234,60
DensidadeXPop. Urbana)	1,0539	0,0943	124,34
DensidadeXDigitalização	-0,1278	0,0959	1,77
(Pop. UrbanaXPop. Urbana)/2	-8,7129	1,1930	53,34
Pop. UrbanaXDigitalização	-2,1895	0,9799	4,99
(DigitalizaçãoXDigitalização)/2	-0,3607	1,2317	0,09
Preço CapitalXPulsos	-0,0474	0,0141	11,83
Preço CapitalXMinutos	0,0462	0,0141	13,66
Preço TrabalhoXPulsos	0,0474	0,0141	11,83
Preço TrabalhoXMinutos	-0,0462	0,0141	13,66
PulsosXDensidade	0,1948	0,0200	92,90
PulsosXPop. Urbana	1,0286	0,1446	50,70
PulsosXDigitalização	0,1649	0,1936	0,72
MinutosXDensidade	-0,2298	0,0173	191,06
MinutosXPop. Urbana	-1,2035	0,1470	67,12
MinutosXDigitalização	0,0333	0,1897	0,03
Preço CapitalXDensidade	0,0134	0,0100	17,49
Preço CapitalXPop. Urbana	-0,0170	0,0316	0,28
Preço CapitalXDigitalização	-0,0439	0,0361	1,44
Preço TrabalhoXDensidade	-0,0134	0,0100	17,49
Preço TrabalhoXPop. Urbana	0,0170	0,0316	0,28
Preço TrabalhoXDigitalização	0,0439	0,0361	1,44
R² da Função de Custos		0,9828	
R² da Equação de Participação do Capital		0,7265	

TABELA 4: Sistema de Custos nº 2			
Variáveis	Método SUR Tradicional		
	Coeficiente	Desvio-Padrão	Estatística de Teste
Intercepto	0,0188	0,0316	0,37
No. de Acessos Fixos Instalados	1,0330	0,0173	3925,00
Razão Pulsos Locais/Minutos Tarifados	0,2743	0,0640	18,34
Preço do Capital	0,1873	0,0100	345,73
Preço do Trabalho	0,8127	0,0100	6510,70
Densidade Demográfica	-0,1266	0,0173	48,40
Percentual de Pop. Urbana	0,1156	0,2069	0,31
Taxa de Digitalização	-0,1609	0,1334	1,46
(AcessosXAcessos)/2	0,1423	0,0265	28,18
AcessosXRazão Pulsos/Minutos	0,1358	0,0539	6,40
(Razão Pul/MinXRazão Pul/Min)/2	-1,0952	0,2820	15,09
(Preço CapitalXPreço Capital)/2	0,1216	0,0200	40,86
(Preço CapitalXPreço Trabalho)	-0,1216	0,0200	40,86
(Preço TrabalhoXPreço Trabalho)/2	0,1216	0,0200	40,86
(DensidadeXDensidade)/2	-0,0518	0,0224	5,36
DensidadeXPop. Urbana)	0,7197	0,1487	23,49
DensidadeXDigitalização	0,2527	0,1507	2,82
(Pop. UrbanaXPop. Urbana)/2	-8,6459	1,7017	25,82
Pop. UrbanaXDigitalização	-2,2690	1,6797	1,82
(DigitalizaçãoXDigitalização)/2	-1,5986	1,9926	0,64
Preço CapitalXAcessos	-0,0075	0,0100	0,56
Preço CapitalXRazão Pulsos/Minutos	-0,0623	0,0374	2,81
Preço TrabalhoXAcessos	0,0075	0,0100	0,56
Preço TrabalhoXRazão Pulsos/Minutos	0,0623	0,0374	2,81
AcessosXDensidade	-0,0765	0,0173	21,37
AcessosXPop. Urbana	-0,0425	0,1338	0,10
AcessosXDigitalização	0,0348	0,1612	0,05
Razão Pulsos/MinutosXDensidade	0,1172	0,0447	6,84
Razão Pulsos/MinutosXPop. Urbana	-0,3034	0,6919	0,19
Razão Pulsos/MinutosXDigitalização	-1,2546	0,5765	4,74
Preço CapitalXDensidade	0,0142	0,0100	2,48
Preço CapitalXPop. Urbana	-0,1460	0,0900	2,65
Preço CapitalXDigitalização	-0,2393	0,1000	5,75
Preço TrabalhoXDensidade	-0,0142	0,0100	2,48
Preço TrabalhoXPop. Urbana	0,1460	0,0900	2,65
Preço TrabalhoXDigitalização	0,2393	0,1000	5,75
R² da Função de Custos		0,9871	
R² da Equação de Participação do Capital		0,4236	

TABELA 5: Sistema de Custos nº 2			
Variáveis	Método SUR com Heterocedasticidade		
	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística de Teste
Intercepto	-0,0143	0,0265	0,30
No. de Acessos Fixos Instalados	1,0390	0,0141	6215,50
Razão Pulsos Locais/Minutos Tarifados	0,2177	0,0490	19,84
Preço do Capital	0,1698	0,0100	633,48
Preço do Trabalho	0,8302	0,0100	15145,00
Densidade Demográfica	-0,1506	0,0141	105,47
Percentual de Pop. Urbana	0,2853	0,1652	2,98
Taxa de Digitalização	-0,3019	0,1058	8,13
(AcessosXAcessos)/2	0,1370	0,0200	47,09
AcessosXRazão Pulsos/Minutos	0,0229	0,0316	0,55
(Razão Pul/MinXRazão Pul/Min)/2	-1,0391	0,2538	16,76
(Preço CapitalXPreço Capital)/2	0,1212	0,0141	93,13
(Preço CapitalXPreço Trabalho)	-0,1212	0,0141	93,13
(Preço TrabalhoXPreço Trabalho)/2	0,1212	0,0141	93,13
(DensidadeXDensidade)/2	-0,0726	0,0173	15,19
DensidadeXPop. Urbana)	0,8409	0,1179	50,84
DensidadeXDigitalização	0,2405	0,1425	2,85
(Pop. UrbanaXPop. Urbana)/2	-9,6973	1,4016	47,87
Pop. UrbanaXDigitalização	-4,7753	1,5134	9,96
(DigitalizaçãoXDigitalização)/2	-1,1267	1,7699	0,41
Preço CapitalXAcessos	-0,0027	0,0100	0,18
Preço CapitalXRazão Pulsos/Minutos	-0,0229	0,0245	0,90
Preço TrabalhoXAcessos	0,0027	0,0100	0,18
Preço TrabalhoXRazão Pulsos/Minutos	0,0229	0,0245	0,90
AcessosXDensidade	-0,0431	0,0141	10,15
AcessosXPop. Urbana	-0,3060	0,1077	8,05
AcessosXDigitalização	0,3179	0,1389	5,24
Razão Pulsos/MinutosXDensidade	0,1305	0,0361	13,08
Razão Pulsos/MinutosXPop. Urbana	0,6465	0,5518	1,37
Razão Pulsos/MinutosXDigitalização	-0,8384	0,4121	4,14
Preço CapitalXDensidade	0,0138	0,0100	5,66
Preço CapitalXPop. Urbana	-0,0954	0,0592	2,62
Preço CapitalXDigitalização	-0,0971	0,0632	2,37
Preço TrabalhoXDensidade	-0,0138	0,0100	5,66
Preço TrabalhoXPop. Urbana	0,0954	0,0592	2,62
Preço TrabalhoXDigitalização	0,0971	0,0632	2,37
R² da Função de Custos		0,9830	
R² da Equação de Participação do Capital		0,6580	