



Bárbara Caballero de Andrade

**Efeitos da hiperinflação sobre a expansão do setor
bancário brasileiro**

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para
obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-
Graduação em Economia da PUC-Rio.

Orientador: Prof. Juliano Junqueira Assunção
Co-Orientador: Prof. Leonardo Bandeira Rezende

Rio de Janeiro

Abril de 2013



Bárbara Caballero de Andrade

Efeitos da hiperinflação sobre a expansão do setor bancário brasileiro

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Juliano Junqueira Assunção

Orientador

Departamento de Economia - PUC-Rio

Prof. Leonardo Bandeira Rezende

Co-Orientador

Departamento de Economia - PUC-Rio

Prof. João Manoel Pinho de Mello

Departamento de Economia - PUC-Rio

Prof. Christiano Arrigoni Coelho

IBMEC

Prof^a. Monica Herz

Coordenador(a) Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 04 de abril de 2013

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Bárbara Caballero de Andrade

Graduou-se em Economia pela UFRJ em 2009. Coursou o Mestrado em Economia na PUC-Rio entre 2011 e 2013.

Ficha Catalográfica

Andrade, Bárbara Caballero de

Efeitos da hiperinflação sobre a expansão do setor bancário brasileiro/ Bárbara Caballero de Andrade; orientador: Juliano Junqueira Assunção; co-orientador: Leonardo Bandeira Rezende. - 2013.

40f. : il. ;30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2013.

Inclui referências bibliográficas.

1. Economia - Teses. 2. Hiperinflação. 3. Economia bancária. 4. Desenvolvimento financeiro. I. Assunção, Juliano Junqueira. II. Rezende, Leonardo Bandeira. III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. IV. Título.

CDD: 330

À minha vó, Nozinha.

Agradecimentos

Em primeiro lugar, agradeço imensamente a Juliano Assunção e Leonardo Rezende, pelo privilégio de tê-los como orientadores.

Ao CNPQ, pelo apoio financeiro.

Aos queridos amigos que fiz durante este curso, por terem tornado tudo mais fácil e prazeroso. Em especial à Amanda, por tudo.

Aos que não participaram diretamente deste trabalho, mas que participam intensamente da minha vida, pela paciência e apoio incondicionais, em especial ao Pedro Henrique.

Resumo

Andrade, Bárbara Caballero de; Assunção, Juliano Junqueira. **Efeitos da hiperinflação sobre a expansão do setor bancário brasileiro**. Rio de Janeiro, 2013. 40p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Acesso a serviços bancários é essencial para o desenvolvimento econômico. Este trabalho pretende medir a contribuição do processo inflacionário brasileiro para a expansão da rede de agências bancárias nas últimas três décadas. Para isso, estimo um modelo estrutural de entrada e realizo contrafactuais de longo prazo. Os resultados mostram que, se a inflação tivesse sido controlada na década de 1980, o número de municípios sem acesso a serviços bancários hoje seria aproximadamente 8% maior e o número de agências no país, 5% maior. Também encontro *thresholds* de entrada e saída que variam significativamente com o nível de inflação.

Palavras-chave

Hiperinflação; Economia bancária; Desenvolvimento financeiro

Abstract

Andrade, Bárbara Caballero de; Assunção, Juliano Junqueira (Advisor). **Effects of hyperinflation on the expansion of the Brazilian banking sector.** Rio de Janeiro, 2013. 40p. MSc. Dissertation - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Access to banking services is essential for economic development. This paper aims to measure the contribution of the Brazilian inflationary process for the expansion of the branch banking system in the last three decades. For this purpose, I estimate a structural entry model and perform long-term counterfactual exercises. The results show that if inflation had been controlled in the 1980s, the number of municipalities without access to banking services today would be about 8% higher and the number of branches in the country, 5% higher. Also I found entry and exit thresholds that vary significantly with the level of inflation.

Keywords

Hyperinflation; banking; financial development

Sumário

1 Introdução	11
2 Dados e estatísticas descritivas	15
3 Modelo	19
4 Resultados	23
5 Robustez	28
5.1. Diferentes amostras	28
5.2. Diferentes variáveis	30
5.3. Diferentes especificações	31
6 Conclusão	35
7 Referências Bibliográficas	37
8 Apêndice	39

Lista de figuras

Figura 1 - Número de agências bancárias e nível de inflação	15
Figura 2 - População mínima para suportar a entrada ou permanência de uma única agência	24

Lista de tabelas

Tabela 1 - Estatísticas descritivas	17
Tabela 2 - Distribuição do número de municípios de acordo com o número de agências entre 1985 e 2010	17
Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros	23
Tabela 4 - Contrafactual	26
Tabela 5 - População mínima em diferentes regiões	29
Tabela 6 - População mínima na amostra irrestrita	29
Tabela 7 - Variável dependente: número de bancos	30
Tabela 8 - Tamanho de mercado: PIB	31
Tabela 9 - Variável explicativa: <i>dummies</i> de ano no custo fixo	33
Tabela 10 - Variável explicativa: <i>dummies</i> de ano no lucro variável	34
Tabela 11 - <i>Thresholds</i> de entrada e saída	39
Tabela 12 - Coeficientes e desvios padrão estimados de todas as especificações	39

1 Introdução

Este trabalho pretende medir a contribuição do processo inflacionário brasileiro na expansão da rede de agências bancárias nas últimas três décadas. Faremos isso a partir da estimação de um modelo de entrada que consegue captar o efeito de longo prazo da hiperinflação na década de 1980 sobre a estrutura do setor bancário atual.

Para obter esse efeito, realizamos uma alteração no modelo tradicional de Bresnahan e Reiss (1991) que nos permite aplicá-lo a uma base de dados em painel, isto é, com variação temporal, através da diferenciação entre a firma entrante e a firma incumbente. Desse modo, ganhamos a oportunidade de estudar não somente a decisão de entrada, mas igualmente a decisão de saída ou permanência de uma firma no mercado. Ainda em decorrência da inclusão do fator temporal no modelo, conseguimos também efetuar exercícios contrafactuais de longo prazo, trazendo para os dias de hoje as conseqüências do período hiperinflacionário observado no Brasil.

Essas mudanças diferenciam este de outros trabalhos recentes que também pesquisaram os determinantes de entrada no setor bancário. Assunção (2012) estima um modelo de entrada como em Bresnahan e Reiss (1991) para correspondentes bancários. O autor investiga como este novo “arranjo institucional” auxilia a expansão do setor financeiro no Brasil. Em Cohen e Mazzeo (2007), também encontramos a aplicação do mesmo modelo para entrada de agências bancárias, mas com heterogeneidade nos tipos de instituição bancária. Coelho, Mello e Rezende (2012), baseados no mesmo artigo seminal, buscam entender os diferentes comportamentos entre bancos públicos e privados. Já Assunção, Mityakov e Townsend (2012), apesar dos diferentes objetivos e metodologias, também observam estratégias distintas entre bancos públicos e privados. Os dois últimos artigos enfatizam que os incentivos de entrada do governo não são os mesmos do setor privado. No nosso trabalho, optamos pela simplicidade de um modelo que não questiona a identidade bancária das agências,

tampouco o tipo de propriedade, pública ou privada. Por fim, citamos ainda Ho e Ishii (2010), que também constroem um modelo de entrada de agências bancárias nos EUA, mas a partir da estimação da demanda por serviços financeiros.

Entendemos que um maior número de agências bancárias significa maior oferta de serviços financeiros em um determinado mercado. A importância do acesso a serviços bancários pode ser justificada de diversas maneiras. Uma extensa literatura relaciona o desenvolvimento do sistema financeiro ao desenvolvimento econômico de um país.

Beck, Demirguc-Kant e Levine (2007) encontram forte impacto do desenvolvimento financeiro sobre a diminuição da desigualdade de renda. Burges e Pande (2005), por sua vez, estimam a redução da pobreza decorrida da expansão do setor bancário em países em desenvolvimento. Acerca da influência do sistema financeiro sobre entrada de novas firmas ou crescimento de firmas já estabelecidas, podemos citar também Bruhn e Love (2009), Klapper, Laeven e Rajan (2004), Beck, Demirguc-Kant, Laeven e Levine (2005), entre outros. Com respeito ao papel da inflação na expansão do setor financeiro, Boyd, Levine e Smith (2001) encontram evidências de uma relação negativa e economicamente significativa entre nível de inflação e desenvolvimento do setor bancário, através, por exemplo, da diminuição dos empréstimos concedidos.

Para o caso brasileiro, uma vasta argumentação sobre como o ambiente inflacionário levou a um expressivo crescimento do número de agências bancárias pode ser encontrada em Baer e Nazmi (2000). Sucintamente, é possível destacar três vias pelas quais os altos níveis de inflação geravam elevados lucros aos bancos e estimulavam sua expansão a mercados isolados outrora menos atrativos, quais sejam, *i*) o dito “ganho inflacionário”, em que bancos captavam dinheiro com baixa ou nenhuma remuneração (sobretudo depósitos à vista) e investiam em títulos de curto prazo que pagavam altas taxas de juros nominais, mesmo que com juros reais baixos; *ii*) diminuição da probabilidade de insolvência dos bancos, devido à redução do valor real de seus passivos; e *iii*) aumento da liquidez, em razão da maior facilidade dos mutuários quitarem seus empréstimos.

Em contrapartida, as operações de crédito permaneceram concentradas nas localidades mais desenvolvidas do país e ofuscadas pelas volumosas receitas advindas das altas taxas de inflação. Com o lançamento do Plano Real e a subsequente estabilização da economia, tais receitas já não geravam a mesma

lucratividade. Ao mesmo tempo, com as taxas de inflação e de câmbio controladas, o consumo cresceu expressivamente. Nesse contexto, os bancos se viram forçados a priorizar as atividades de crédito, o que levou à realização de empréstimos cada vez mais arriscados e a clientes com capacidade de pagamento duvidosa. Na busca do controle da inflação, o governo elevou as taxas de juros, prontamente acompanhadas pelo aumento da taxa de inadimplência.

Esse novo ambiente macroeconômico expôs as ineficiências acumuladas do setor bancário brasileiro, exigindo uma drástica reestruturação operada pelo governo. Em particular, os bancos públicos foram os que mais sofreram com as mudanças econômicas. Mergulhados em dívidas decorrentes, entre outros fatores, dos desmedidos empréstimos cedidos aos governos estaduais, esses bancos foram o principal alvo da intervenção do Banco Central no sistema financeiro, através dos programas PROER (1995) e PROES (1996)¹.

O resultado dessa política foi o aumento da concentração do setor. Eram grandes os incentivos para fusões e aquisições de instituições financeiras insolventes por outras instituições que se mostravam mais sólidas, no sentido de evitar a temida “crise sistêmica”.

Neste trabalho, como foi dito, nossa intenção é medir quanto os altos níveis de inflação e a estabilização da economia afetaram a estrutura do setor bancário brasileiro. A partir das estimativas do nosso modelo, realizamos exercícios contrafactuais que nos respondem, por exemplo, qual seria o número de agências bancárias hoje caso o país não tivesse passado pelo histórico de hiperinflação nas décadas de 1980 e 1990.

Os resultados mostram que, em um cenário de forte controle inflacionário, mantendo as taxas anuais em 4,25% (nível observado em 2010), o número de municípios sem nenhuma agência em 2010 aumentaria em 8%. Em termos populacionais, são mais de 5 milhões de pessoas que hoje têm acesso a serviços financeiros em suas cidades, mas que talvez não o tivessem se não fosse a expansão explicada pela hiperinflação – ainda que, na época, serviços como oferta de crédito não eram muito representativos das operações realizadas.

¹ Programa de Estímulo à Reestruturação do Sistema Financeiro Nacional e Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária, respectivamente.

Outro resultado interessante é a variação do tamanho mínimo de mercado para o qual valha a pena a entrada da primeira agência em um município, de acordo com os níveis de inflação observados. Segundo o modelo, em 1995, uma agência era capaz de obter lucros não negativos em cidades com pelo menos 17 mil habitantes. Já em 2010, esse número passou para 33 mil habitantes. Isso vai ao encontro do argumento de que a alta inflação era lucrativa para os bancos, permitindo sua expansão em mercados menores, como exposto anteriormente.

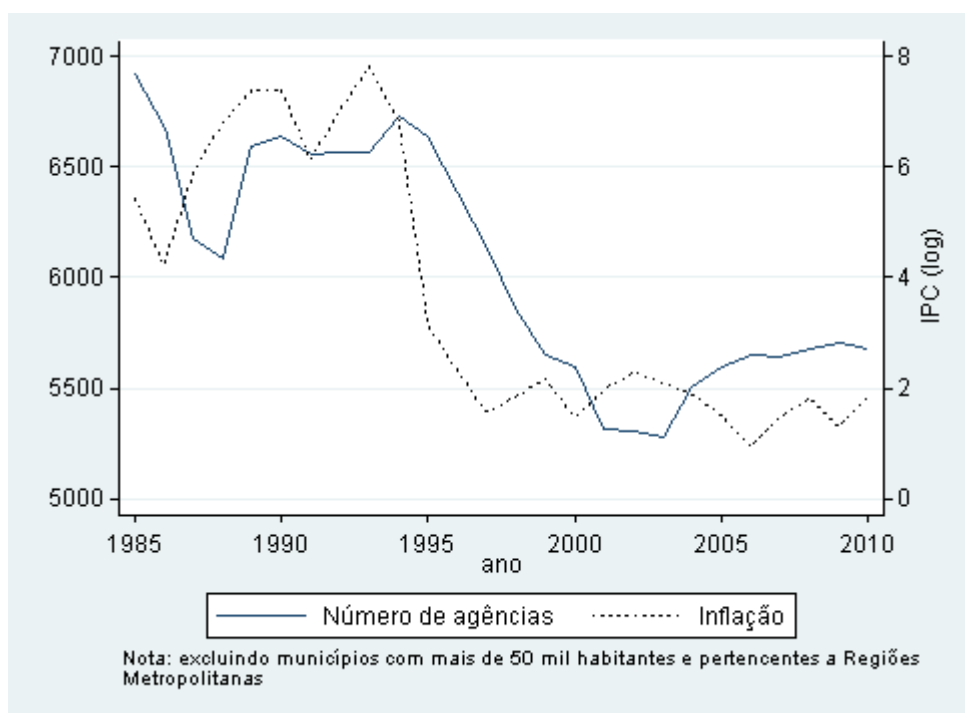
Ainda, uma vez estabelecida no município, estimamos que a última agência consegue ser lucrativa com pelo menos 1.200 habitantes em 2010. O que significa que, uma vez no mercado, a última agência permanece operando se houver pelo menos 1.200 habitantes na cidade. Em 1995, esse número não chegava a 900 pessoas.

Este trabalho está dividido da seguinte maneira. O próximo capítulo descreve os dados utilizados, o seguinte apresenta o modelo a ser estimado e o Capítulo 4, os seus resultados. No Capítulo 5, realizamos alguns testes de robustez, além de discutir possíveis limitações do modelo. Por fim, no Capítulo 6, as conclusões.

2 Dados e estatísticas descritivas

Podemos sintetizar em números, na Figura 1, o histórico brasileiro descrito no capítulo anterior. A figura apresenta, no eixo esquerdo, o total de agências bancárias e, no eixo direito, a série da inflação medida pelo IPC em logaritmo². Ficam evidentes o elevado número de agências no início dos anos 1980, sua abrupta contração a partir de 1995 e a relativa estabilização nos últimos 10 anos, movimento acompanhado estreitamente pela série da inflação.

Figura 1 - Número de agências bancárias e nível de inflação



A base de dados utilizada neste trabalho é um painel de municípios com menos de 50 mil habitantes no ano 2000 e que não pertenciam a nenhuma região metropolitana em 2001, segundo o IBGE. A razão para a seleção de municípios mais isolados é a busca de uma correta delimitação do mercado relevante. Uma agência em uma região metropolitana pode atender à população não só do

² Durante todo o trabalho, utilizaremos as expressões “log” e “logaritmo” para nos referirmos ao logaritmo neperiano.

município em que está situada, mas também à das cidades vizinhas mais próximas. Essas restrições, portanto, evitam o efeito de “contaminação” de mercado. A periodicidade dos dados é quinquenal, abrangendo de 1985 a 2010. Assim, cada observação representa um determinado município em um determinado ano.

Ao longo desses anos, foram criados muitos municípios em todo o Brasil. Em 1980, os municípios eram 3.991, passando para 5.507 em 2000 (e depois para 5.564 em 2010). Para obtermos os dados de população nos anos anteriores à emancipação de um município, e assim construir um painel balanceado, utilizamos a divisão municipal de 1970, de acordo com o que será descrito a seguir.

Primeiramente, selecionamos os dados de população nos anos censitários para a divisão municipal existente em 1970, formada pelas chamadas Áreas Mínimas de Comparação (AMCs)³. Em seguida, também obtivemos a população residente no ano 2000 para a divisão municipal desse mesmo ano, que será a utilizada neste trabalho⁴. Então, calculamos o peso de cada município em sua AMC original (AMC_i), a partir da população residente no ano 2000 ($pop2000$), da seguinte maneira: $peso_i = pop2000_i / pop2000_{AMC_i}$. Note-se que esse valor só pode variar no intervalo (0,1], sendo igual a 1 (um) para os municípios que não sofreram nenhuma alteração geográfica entre 1970 e 2000. Com esse peso, conseguimos atribuir dados populacionais a cada município em todos os anos, mesmo antes de sua emancipação: $popXXXX_i = popXXXX_{AMC_i} * peso_i$, onde $XXXX = \{1991, 1996, 2000, 2007, 2010\}$, que são os anos censitários. Para estimar a população dos anos não censitários, recorreremos à interpolação linear.

Com esse procedimento, obtivemos dados mais fiéis às correntes divisões geográficas do país. Caso contrário, teríamos municípios com seguidos declínios populacionais simplesmente porque novos municípios se emanciparam de seu território, “roubando” sua população. E, por outro lado, teríamos também municípios com súbitos aumentos populacionais no ano em que foram criados, ainda que sua população já pertencesse àquele local nos períodos anteriores.

³ Escolhemos as AMCs de 1970 pois a alternativa seria utilizar a AMC de 1991, que não abrange inteiramente o período observado.

⁴ Infelizmente, a localidade das agências disponível na base de dados do Banco Central refere-se à divisão municipal do ano 2000. Além disso, a correspondência entre a malha municipal de 2010 e suas respectivas AMCs não estão disponíveis no Ipeadata.

O total de observações chega a 28.542, referentes aos 4.757 municípios ao longo dos seis anos observados. Usaremos como medida de tamanho de mercado a população de cada município. Os dados de inflação e população foram obtidos no Ipeadata e o número de agências, no Banco Central.

Na Tabela 1, estão reportadas as estatísticas descritivas das três principais variáveis utilizadas: número de agências, taxa de inflação anual e população municipal. Como 94,5% da amostra têm até quatro agências, dividimos os municípios em cinco categorias: sem agências, com uma agência, com duas agências, com três agências ou com quatro ou mais agências. O valor da inflação é uma média dos três anos anteriores, de modo que captamos melhor o contexto macroeconômico em que foi tomada a decisão de entrada ou saída das agências.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas

ano	inflação		número de agências			população				
	% ao ano	log	média	desvio padrão	total	média	mediana	máximo	mínimo	desvio padrão
1985	122,59	4,81	1,32	1,23	6.270	10.478	7.927	50.780	457	8.281
1990	638,34	6,46	1,26	1,34	5.975	11.102	8.298	49.512	550	8.838
1995	1.331,87	7,19	1,27	1,34	6.028	11.552	8.540	50.114	744	9.272
2000	8,98	2,19	1,08	1,29	5.160	12.267	8.909	49.769	795	10.012
2005	7,23	1,98	1,10	1,25	5.225	12.686	9.211	58.848	801	10.508
2010	4,25	1,45	1,11	1,27	5.285	13.388	9.679	87.754	805	11.432

Nota: total de 4.757 municípios em cada ano; inflação segundo IPC-Fipe, medida como a média dos três anos anteriores; número de agências truncado em quatro.

Na Tabela 2, apresentamos uma matriz de transição do número de agências de um período para o outro, com seu respectivo número de municípios. A tabela nos diz, por exemplo, que observamos na amostra 1.627 municípios com entradas de uma única agência, mas que não havia nenhum banco no período imediatamente anterior (primeira linha e segunda coluna).

Tabela 2 - Distribuição do número de municípios de acordo com o número de agências entre 1985 e 2010

		número de agências em t					
		0	1	2	3	4 ou mais	Total
nº de agências em t-1	0	9.779	1.627	60	4	4	11.474
	1	1.264	6.034	948	82	19	8.347
	2	41	909	2.640	453	99	4.142
	3	1	44	381	1.140	274	1.840
	4 ou mais	0	1	33	237	2.468	2.739
Total		11.085	8.615	4.062	1.916	2.864	28.542

Note-se que cada unidade da tabela é um município em um determinado ano. Por isso a soma de todos os valores é igual a 28.542, que é o total de observações que temos na amostra. Observe-se também que estamos considerando o número líquido de agências entre dois períodos consecutivos. Assim, o mesmo município pode aparecer na mesma casa mais de uma vez. Por exemplo, se um município sempre teve duas agências em todos os períodos, independente de se foram as mesmas agências ou não, esse município representa seis observações da terceira linha com a terceira coluna.

Outra informação relevante a ser extraída dessa tabela é que mais de um terço da amostra se manteve sem nenhuma agência por dois períodos consecutivos (9.779 de 28.542, conforme primeira linha e primeira coluna).

Se dividirmos a amostra em municípios com entradas, saídas e permanências, notamos que esta última classificação prevalece sobre as demais. Sem considerar as 9.779 observações supracitadas, temos mais de 12 mil permanências (soma da diagonal), contrapondo com menos de 3 mil saídas (soma do triângulo inferior) e 3.570 entradas (soma do triângulo superior). Esta é uma forte indicação de presença de altos custos fixos de entrada e de saída, ponto crucial a ser analisado neste trabalho.

3 Modelo

O modelo elaborado por Bresnahan e Reiss (1991) propõe avaliar os efeitos competitivos da entrada de uma firma em um determinado mercado, utilizando apenas o tamanho do mercado e o número de firmas existentes em um único período. Neste trabalho, fazemos uma extensão desse modelo, acrescentando, além do impacto de uma variável macroeconômica (inflação), a influência do número de competidores no período anterior sobre a decisão de abertura de uma nova agência. O que nos permite fazer essa análise é que, como em Bresnahan e Reiss (1994)⁵, nós observamos os mesmos mercados por mais de um período. Assim, identificamos se houve entradas ou saídas de agências em um mesmo município ao longo do tempo. E então podemos distinguir o lucro da agência entrante do lucro da agência incumbente.

Diferentemente das agências bancárias estudadas por Elejalde (2012), que se inspira no modelo dinâmico de entrada e saída de Pakes, Ostrovsky e Berry (2007), no nosso modelo, as agências são “míopes”, ou seja, só olham para o lucro que podem obter em um período. Assim, a decisão de entrada, saída ou permanência de uma agência é baseada no lucro que a mesma obtém no período em que toma a decisão. A equação que caracteriza o lucro, em um determinado período t , de uma agência incumbente (I) é:

$$\pi_{nit}^I(\theta, X) = pop_{it} \left[\alpha_1 + \beta_1 ipc_t - \sum_{j=2}^n \alpha_j \right] + \beta_2 ipc_t - \sum_{j=1}^n \lambda_j + \epsilon_{it}$$

E o da agência entrante (E):

$$\pi_{nit}^E(\theta, X) = pop_{it} \left[\alpha_1 + \beta_1 ipc_t - \sum_{j=2}^n \alpha_j \right] + \beta_2 ipc_t - \sum_{j=1}^n \lambda_j - \gamma + \epsilon_{it}$$

Onde n indica o número de agências presentes no mercado (que varia de zero a quatro); $\theta = [\alpha_1, \dots, \alpha_n, \lambda_1, \dots, \lambda_n, \beta_1, \beta_2, \gamma]$ são os parâmetros a serem estimados; $X = [pop, ipc]$, em que pop_{it} é o logaritmo da população no

⁵ Neste artigo, os autores estudam o mercado de dentistas nas áreas rurais dos EUA.

município i no ano t e ipc_t é o logaritmo da média da inflação, medida pelo IPC-Fipe, nos anos $t - 1$, $t - 2$ e $t - 3$.

Quanto aos parâmetros, estes podem ser divididos em três grupos. O primeiro inclui os parâmetros envolvidos com o nível de concorrência no mercado: α_1 mede o ganho no lucro *per capita* de ser um monopolista, enquanto que os demais $\alpha_2, \dots, \alpha_n$, se positivos, medem a redução do mesmo conforme aumenta o número de competidores, e $\sum_{j=1}^n \lambda_j$ são os custos fixos da n -ésima agência. Se positivos, indicam que quanto mais competitivo for o mercado, maiores serão os custos fixos de cada agência.

No segundo grupo, temos os parâmetros ligados ao nível de inflação, com interpretações bastante distintas: ao mesmo que tempo em que a inflação incrementa a receita, também eleva os custos. Desse modo, β_1 representa o efeito da inflação no lucro variável, que esperamos ser positivo, pois, de acordo com a argumentação exposta no Capítulo 1, o ganho inflacionário provém de maior captação de depósitos à vista. Por sua vez, β_2 indica o efeito da inflação sobre os custos fixos de operar uma agência bancária, que esperamos ser negativo, já que altos níveis de inflação significam níveis gerais de preços mais elevados, o que inclui custos com aluguéis e salários, por exemplo.

Por último, γ é o parâmetro que mede o custo de abrir novas agências em um município. Como está presente apenas no lucro da entrante, ele capta o efeito da estrutura do mercado no período anterior sobre a decisão de entrada, o que nos permitirá realizar uma análise de longo prazo no setor.

Similarmente, ainda que em um modelo dinâmico, Bresnahan e Reiss (1994) também diferenciam a firma entrante da firma que sai do mercado com a inclusão de parâmetros que representam custos iniciais afundados e custos de saída. No nosso caso, o custo de saída é zero e o parâmetro γ seria uma versão simplificada do custo afundado, mas com uma interpretação bastante parecida, como veremos no próximo capítulo.

Com respeito ao termo de erro, ϵ_{it} , que representa os componentes não observados do lucro, fazemos três hipóteses: *i*) que seja identicamente distribuído entre os mercados; *ii*) que seja independente das observáveis; e *iii*) que tenha distribuição Normal, com média zero e variância constante.

As duas primeiras condições garantem que os lucros das agências existentes em um mesmo mercado em um mesmo período são idênticos e que os fatores não observáveis que afetam o lucro, ou seja, as variáveis incluídas no termo de erro, não variam sistematicamente com o número de agências. As variações no lucro devem respeito somente às características observáveis (tamanho de mercado, estrutura anterior do mercado e nível de inflação).

Nosso modelo supõe, portanto, que as agências são homogêneas nas suas características. Por simplicidade, não estamos preocupados com a identidade da agência, ou a qual banco ela pertence. O que nos importa é meramente a variação do número de agências no mercado de um período para o outro. Se, por exemplo, em um determinado período existiam três agências e no período seguinte duas saíram e outras duas entraram, de modo que se manteve o total de três agências naquele mercado, então essa observação é considerada uma permanência, ainda que as incumbentes não sejam as mesmas, e ignoramos o fato de ter havido entrada e saída.

Assim, podemos escrever o lucro de qualquer agência como:

$$\pi_{nit}(\theta, X) = pop_{it} \left[\alpha_1 + \beta_1 ipc_t - \sum_{j=2}^n \alpha_j \right] + \beta_2 ipc_t - \sum_{j=1}^n \lambda_j - \gamma \mathbb{I}[n_{it} > n_{it-1}] + \epsilon_{it}$$

Note-se que o parâmetro γ só aparece no lucro quando há uma variação positiva no número de agências de um município, podendo ser interpretado como um custo adicional de entrada, um custo afundado, presente apenas no primeiro período.

Seguindo novamente Bresnahan e Reiss (1991), supomos que o lucro de cada agência é não crescente quando aumenta o número de competidores no mercado. Ou seja, o maior lucro possível é obtido quando a agência é monopolista dos serviços financeiros, e o menor possível, quando há quatro agências atuando no mesmo município. Desse modo, valem as desigualdades:

$$\pi_1 \geq \pi_2 \geq \pi_3 \geq \pi_4$$

Para que valha essa hipótese sobre a trajetória não crescente do lucro conforme o aumento do número de competidores, esperamos obter $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ e λ_4 positivos, o que indicaria que os custos fixos são maiores quanto mais firmas houver no mercado, e $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ e α_4 também positivos, sugerindo que o lucro

per capita seja menor quando o número de competidores é relativamente maior, se comparado a um monopólio.

Sobre a ocorrência de entradas e saídas, diferentemente do modelo original, aqui apresentamos três cenários possíveis (tome $m = n + 1$):

- A entrada da n -ésima agência ocorre quando a n -ésima entrante consegue obter lucros não negativos, mas a m -ésima não, ou seja, $\pi_n^E > 0$ e $\pi_{n+1}^E < 0$;
- O número de agências não se altera quando não é lucrativa a entrada da m -ésima agência, mas continua a ser lucrativa a permanência da n -ésima incumbente, ou seja, $\pi_{n+1}^E < 0$ e $\pi_n^I > 0$;
- Ocorre saída de agência quando não é mais lucrativo para a m -ésima incumbente permanecer no mercado, mas sim para a n -ésima incumbente, ou seja, $\pi_{n+1}^I < 0$ e $\pi_n^I > 0$.

Então, de acordo com a terceira hipótese estipulada para o termo de erro, e considerando que cada município i , em cada período t , tem uma determinada combinação (n_t, n_{t-1}) , as probabilidades de cada cenário podem ser descritas como $P(n_t = n, n_{t-1} = k) =$

- $P(\pi_n^E > 0, \pi_{n+1}^E < 0) = \Phi(-\bar{\pi}_{n+1}^E) - \Phi(-\bar{\pi}_n^E)$, se $n > k$;
- $P(\pi_{n+1}^E < 0, \pi_n^I > 0) = \Phi(-\bar{\pi}_{n+1}^E) - \Phi(-\bar{\pi}_n^I)$, se $n = k$;
- $P(\pi_{n+1}^I < 0, \pi_n^I > 0) = \Phi(-\bar{\pi}_{n+1}^I) - \Phi(-\bar{\pi}_n^I)$, se $n < k$;

em que $\pi_n = \bar{\pi}_n + \epsilon$, suprimindo os índices i e t para facilitar a leitura, e $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada da Normal Padrão. A partir disso, construímos um probit ordenado, estimando seus parâmetros através da maximização da função de verossimilhança a seguir:

$$\mathcal{L}(\theta) = \prod_{i=1}^M \ell_i(\theta)$$

onde

$$\ell_i(\theta) = \prod_{n,k} P(n_t = n, n_{t-1} = k)^{\mathbb{1}[n_t=n, n_{t-1}=k]}$$

e M é o número de mercados existentes.

4 Resultados

Os parâmetros e seus respectivos desvios padrão estimados pela maximização da função de verossimilhança descrita no capítulo anterior estão reportados na Tabela 3.

Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros

parâmetro		coeficiente	desvio padrão
<i>efeito da população sobre lucro variável</i>	α_1	0,623	0,015
	α_2	5,300E-06	2,430E-08
	α_3	9,458E-07	7,283E-09
	α_4	9,682E-05	7,651E-07
<i>custo de entrada e saída</i>	γ	2,117	0,017
<i>efeito da inflação sobre lucro variável</i>	β_1	0,013	0,004
<i>efeito da inflação sobre custos fixos</i>	β_2	-0,049	0,038
<i>custos fixos</i>	λ_1	4,483	0,381
	λ_2	0,707	0,010
	λ_3	0,460	0,007
	λ_4	0,363	0,006
# observações		28.542	
verossimilhança		-20.893,950	

Nota: desvios padrão estimados por *bootstrap*;

Como esperado, obtivemos λ_1 , λ_2 , λ_3 e λ_4 e α_1 , α_2 , α_3 e α_4 positivos e estatisticamente significantes, o que vai ao encontro da nossa hipótese de que quanto maior o número de competidores no mercado, menor é o lucro esperado de cada agência. Os parâmetros β_1 e β_2 também aparecem com os sinais esperados (positivo e negativo, respectivamente). Ainda que a magnitude do primeiro seja maior que a do segundo, sabemos que o efeito conjunto será positivo, já que β_1 é multiplicado pelo tamanho do mercado, indicando que níveis mais altos de inflação geram lucros maiores. Por fim, o parâmetro do custo afundado, γ , tem significância estatística e magnitude expressiva. Esses resultados ficarão mais claros com o gráfico que exporemos a seguir.

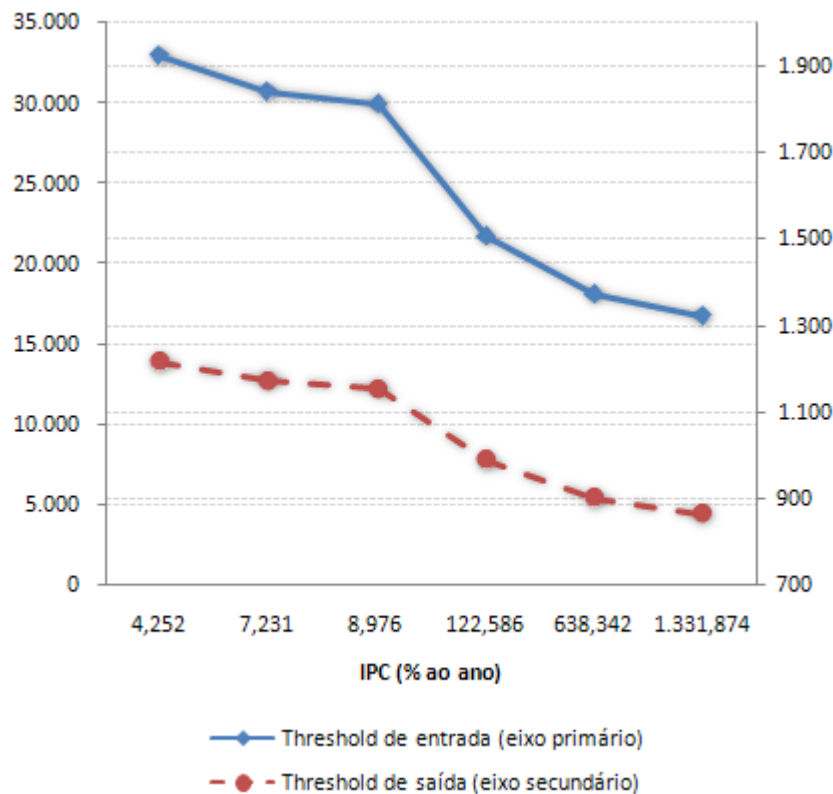
Duas das principais análises que vamos elaborar a partir dessas estimativas dizem respeito ao tamanho mínimo de mercado suficiente para gerar lucro à primeira entrante (que vamos chamar de “*threshold* de entrada”) e à última incumbente (“*threshold* de saída”). Para calcular o tamanho de mercado mínimo para suportar um monopólio, igualamos a zero o lucro de uma agência, que vamos chamar aqui de pop_1^E . Além disso, vamos calcular também o tamanho mínimo de mercado que garante lucro zero à última agência que continuar operando. Isto é, uma vez no mercado, qual é a população que gera lucro não negativo para uma única incumbente, notada pop_1^I . As equações abaixo definem esses valores.

$$pop_1^E = \frac{\hat{\gamma} + \hat{\lambda}_1 - \hat{\beta}_2 ipc_t}{\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 ipc_t}$$

$$pop_1^I = \frac{\hat{\lambda}_1 - \hat{\beta}_2 ipc_t}{\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 ipc_t}$$

A Figura 2 expõe os *thresholds* em função do nível de inflação. Os *thresholds* para segunda, terceira e quarta entradas e permanências estão na Tabela 11, no Apêndice.

Figura 2 - População mínima para suportar a entrada ou permanência de uma única agência



A série do eixo primário da Figura 2 nos diz que, com inflação anual de 4,25%, em 2010, a entrada de uma agência em um novo mercado só seria lucrativa se houvesse pelo menos 32.940 pessoas neste município. No entanto, em 1995, quando observamos o maior nível de inflação na amostra, acima de 1.000% ao ano, a entrada já era lucrativa com quase metade desse número, o equivalente a 16.742 pessoas. Isso representa uma variação de 97% no tamanho mínimo de mercado decorrente da variação das taxas de inflação. Esses números traduzem quanto lucrativo foi para os bancos o período hiperinflacionário, estimulando sua expansão a mercados muito menores, quando comparamos com o ano de 2010.

Se somarmos a população de todos os municípios com mais de 16.742 (e menos de 50 mil) habitantes em 1995, nossas estimativas dizem que 28,3 milhões de pessoas tinham acesso a agências bancárias, o que representa praticamente metade da população naquele ano. Já em 2010, essa proporção de habitantes atendidos cai para quase um quarto e a soma da população dos municípios com mais de 32.940 habitantes pouco passa de 15 milhões.

Já na série do eixo secundário da Figura 2, olhamos para a decisão de saída de uma agência. Nos três últimos períodos observados, 2010, 2005 e 2000, quando a inflação já estava sob controle e a níveis muito mais baixos, municípios com menos de 1.213 habitantes não eram lucrativos para a permanência de nenhuma agência, mesmo ela já tendo arcado com todos os custos fixos de entrada. Nos anos com inflação superior a 100% ao ano, uma agência já estabelecida ainda obtinha lucros não negativos em mercados com menos de 1.000 habitantes. Tomando os valores extremos de inflação, observados em 1995 e 2010, a variação do tamanho mínimo de mercado suficiente para manter uma, e apenas uma, agência funcionando é de 40%.

O que mais se destaca nesse resultado são os valores relativamente muito baixos, quando comparados com a primeira série, necessários para manter uma única agência no município (note a diferença de magnitude entre os dois eixos da figura). Isso sugere, novamente, a existência de elevados custos de entrada nesse mercado, o que sustenta a contribuição deste trabalho ao incluir o aspecto temporal no modelo, a partir do parâmetro γ na equação do lucro. Um resultado análogo é encontrado em Bresnahan e Reiss (1994), onde os autores interpretam a

diferença entre os *thresholds* de entrada e saída como uma evidência da presença de expressivos custos afundados.

Uma vez com esses números em mãos, e sob a hipótese de que o histórico inflacionário observado no Brasil afetou a expansão do setor bancário, é interessante que nos perguntemos: como, então, seria o setor bancário brasileiro hoje se não tivéssemos passado pelo processo de hiperinflação? Quanto os altos índices de inflação alteraram a oferta de serviços bancários no país?

Para responder a essas perguntas, realizamos um exercício contrafactual fixando a taxa de inflação anual em 4,25% em todos os períodos, conforme mostra a Tabela 4. O modelo prevê que, em 2010, haveria 4.368 agências no país, contra as 4.605 previstas com os verdadeiros valores de inflação. Ou seja, de acordo com nossas estimativas, se a inflação fosse sempre mantida em 4,25%, teríamos 4,8% a menos de agências em 2010.

Também sob os valores observados de inflação, o modelo nos diz que em 2010 há 2.149 municípios sem nenhuma agência bancária, número que sobe para 2.320 quando imputamos a taxa anual de 4,25%. Esse aumento de quase 8% no número de municípios equivale a mais de 5 milhões de pessoas que deixariam de ter acesso a agências bancárias, caso a inflação fosse controlada.

Note-se que esta é uma análise puramente quantitativa. O atendimento oferecido pelos bancos até a década de 1990 não priorizava operações de crédito, sendo difícil argumentar que essa expansão bancária tenha influenciado o desenvolvimento local ou estimulado a economia de alguma maneira.

Tabela 4 - Contrafactual

ano	# municípios sem agência		# agências	
	inflação observada	inflação a 4,25% a.a.	inflação observada	inflação a 4,25% a.a.
1985	2.328	2.372	4.462	4.353
1990	2.240	2.367	4.550	4.347
1995	2.144	2.360	4.858	4.351
2000	2.144	2.351	4.616	4.357
2005	2.144	2.340	4.615	4.367
2010	2.149	2.320	4.605	4.368

Avaliando as séries ao longo dos anos, a Tabela 4 nos diz que se a inflação fosse sempre 4,25%, o número de municípios sem agências seria mantido

praticamente no mesmo patamar em todos os períodos, com uma leve tendência de queda. Enquanto que com a inflação observada, o que temos é uma redução até o ano de 1995, e uma relativa estabilização nos anos de baixa inflação.

Quanto ao número de agências, o exercício contrafactual nos responde que no caso de inflação controlada, este número pouco se altera, contraposto com a série mais instável (subida seguida de descida e estabilização), resultante do modelo com os níveis de inflação observados.

5 Robustez

Neste capítulo, faremos alguns testes de robustez no nosso modelo. Apresentaremos tabelas com os novos *thresholds* encontrados e deixaremos os valores dos parâmetros estimados em cada especificação, bem como seus desvios padrão, para a Tabela 12, no Apêndice.

5.1.Diferentes amostras

Primeiramente, dividimos a amostra nas cinco regiões do país e reestimamos o modelo separadamente. É plausível que existam diferenças regionais em termos de custos e tecnologia. Diferentes níveis salariais, custos de aluguel, estrutura física de acesso a municípios mais isolados (vias e meios de transporte disponíveis), todos esses fatores podem determinar distintos custos de entrada e saída nas cinco especificações, o que se refletiria em distintas estimativas do parâmetro γ .

A Tabela 5 apresenta a população mínima estimada para a entrada e para a permanência de uma agência no modelo original (“Brasil”) e nas cinco regiões do país (colunas “N” para região Norte, “NE” para Nordeste, “SE” para Sudeste, “S” para Sul e “CO” para Centro-Oeste). Nas linhas, temos os valores da inflação em nível, em ordem crescente, e seu respectivo ano.

Em todas as especificações regionais, o forte impacto da inflação se mantém. Em média, o *threshold* de entrada aumenta 78% de 1995 para 2010. Na região Centro-Oeste, por exemplo, o tamanho de mercado mínimo para suportar um monopólio no ano da menor inflação observada mais do que dobra em relação ao período de hiperinflação. A menor variação é encontrada na região Nordeste, de “apenas” 44%. Quanto ao *threshold* de saída, o nível de inflação altera os valores de 38% a 103% (nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, respectivamente). Em média, o impacto encontrado é de 60%.

Tabela 5 - População mínima em diferentes regiões

inflação		População mínima para suportar a entrada de uma única agência					
ano	valor	Brasil	N	NE	SE	S	CO
2010	4,252	32.940	45.585	26.505	13.609	9.994	12.998
2005	7,231	30.745	43.265	25.610	12.868	9.495	11.985
2000	8,976	29.906	42.359	25.256	12.581	9.303	11.599
1985	122,586	21.785	32.912	21.384	9.643	7.359	7.914
1990	638,342	18.113	28.164	19.291	8.210	6.423	6.294
1995	1.331,874	16.742	26.297	18.434	7.654	6.061	5.699
variação entre 1995 e 2010		97%	73%	44%	78%	65%	128%

inflação		População mínima para suportar a permanência de uma única agência					
ano	valor	Brasil	N	NE	SE	S	CO
2010	4,252	1.213	4.166	5.498	1.592	2.125	2.317
2005	7,231	1.172	3.981	5.333	1.523	2.054	2.161
2000	8,976	1.156	3.908	5.267	1.496	2.026	2.101
1985	122,586	987	3.135	4.544	1.211	1.731	1.514
1990	638,342	900	2.737	4.146	1.065	1.580	1.243
1995	1.331,874	865	2.578	3.982	1.007	1.520	1.142
variação entre 1995 e 2010		40%	62%	38%	58%	40%	103%

# observações	28.542	2.424	9.702	8.172	5.856	2.388
verossimilhança	-20.893,950	-1.453,633	-6.308,904	-5.497,522	-3.697,243	-1.745,321

Na Tabela 6, exibimos o mesmo resultado para a amostra irrestrita, que não exclui as regiões metropolitanas nem municípios com mais de 50 mil habitantes. A variação da população mínima para entrada cai para 75%, mas os valores absolutos diminuem muito pouco, mantendo-se entre as casas de 15 mil e 30 mil.

Tabela 6 - População mínima na amostra irrestrita

inflação		População mínima para suportar			
		a entrada de uma única agência		a permanência de uma única agência	
ano	valor	amostra		amostra	
		restrita	irrestrita	restrita	irrestrita
2010	4,252	32.940	27.968	1.213	1.509
2005	7,231	30.745	26.550	1.172	1.436
2000	8,976	29.906	25.994	1.156	1.407
1985	122,586	21.785	20.144	987	1.102
1990	638,342	18.113	17.166	900	945
1995	1.331,874	16.742	15.989	865	883
variação entre 1995 e 2010		97%	75%	40%	71%
# observações		28.542	33.042	28.542	33.042
verossimilhança		-20.893,950	-22.793,322	-20.893,950	-22.793,322
RM		não	sim	não	sim
mais de 50 mil habitantes		não	sim	não	sim

Já em relação ao *threshold* de saída, o impacto da inflação quando expandimos a amostra aumenta significativamente em termos percentuais. Os valores absolutos são um pouco maiores, mas também permanecem muito próximos dos encontrados na estimação original.

5.2. Diferentes variáveis

Outro teste de robustez relevante é a aplicação do mesmo modelo para avaliar entrada e saída de bancos, em vez de agências bancárias. Para isso, tratamos os dados da mesma maneira, mantendo apenas os municípios com menos de 50 mil habitantes e não pertencentes a nenhuma Região Metropolitana e truncando o número de bancos em quatro em cada município (94,69% da amostra têm quatro ou menos bancos). Os resultados das estimações são praticamente idênticos ao nosso resultado original. A Tabela 7 apresenta a comparação desses valores.

Tabela 7 - Variável dependente: número de bancos

	inflação	População mínima para suportar			
		a entrada de uma única unidade		a permanência de uma única unidade	
ano	valor	variável dependente		variável dependente	
		# agências	# bancos	# agências	# bancos
2010	4,252	32.940	33.610	1.213	1.227
2005	7,231	30.745	31.123	1.172	1.187
2000	8,976	29.906	30.182	1.156	1.172
1985	122,586	21.785	21.335	987	1.010
1990	638,342	18.113	17.504	900	929
1995	1.331,874	16.742	16.101	865	896
variação entre 1995 e 2010		97%	109%	40%	37%
	# observações	28.542	28.542	28.542	28.542
	verossimilhança	-20.893,950	-21024,473	-20.893,950	-21024,473

Como se nota, os resultados são extremamente parecidos. Os *thresholds* se alteram muito pouco, ressaltando a validade do modelo original proposto.

No mais, podemos também avaliar o modelo com outra medida de tamanho de mercado que não a população, mas o PIB municipal. Os tamanhos mínimos de mercado estimados estão reportados na Tabela 8.

Nesta especificação, não podemos comparar os valores em nível, por se tratarem de variáveis diferentes. Devemos olhar, portanto, para a variação dos *thresholds* estimados ao longo dos anos. A tendência de queda é mantida de forma

expressiva conforme os níveis de inflação aumentam, indicando que a medida de mercado utilizada é irrelevante para se captar o efeito da inflação sobre a decisão de entrada e saída das agências bancárias. Em termos percentuais, o efeito é ainda mais acentuado quando usamos o PIB para medir o tamanho de mercado.

Tabela 8 - Tamanho de mercado: PIB

		Tamanho mínimo de mercado para suportar			
		a entrada de uma única agência		a permanência de uma única agência	
inflação		tamanho de mercado		tamanho de mercado	
ano	valor	população	PIB	população	PIB
2010	4,252	32.940	99.469	1.213	6.128
2005	7,231	30.745	91.026	1.172	5.526
2000	8,976	29.906	87.822	1.156	5.292
1985	122,586	21.785	57.614	987	2.963
1990	638,342	18.113	44.635	900	1.926
1995	1.331,874	16.742	39.938	865	1.559
variação entre 1995 e 2010		97%	149%	40%	293%
# observações		28.542	28.542	28.542	28.542
verossimilhança		-20.893,950	-20.049,61	-20.893,950	-20.049,61

5.3. Diferentes especificações

O principal problema que poderia causar algum viés nos coeficientes estimados é a omissão de uma variável relevante no modelo. Como a medida de inflação varia apenas temporalmente, mantendo-se constante entre os municípios, é possível que haja outros fatores que variam ao longo do tempo, afetando igualmente o lucro das agências em todos os municípios.

Podemos pensar em fatores que influenciam custos fixos como, por exemplo, nível de salários ou aluguéis. São variáveis relacionadas à inflação e que podem afetar diretamente o lucro de uma agência bancária. A omissão dessas variáveis poderia superestimar o coeficiente β_2 , já que são negativamente correlacionadas com o lucro.

No entanto, não estamos interessados no impacto “líquido” da inflação, livre do efeito da alteração de preços de aluguéis e salários. Se salários e aluguéis também variam com a inflação, queremos justamente avaliar o impacto desse nível geral de preços sobre o lucro das agências. Desejamos que o efeito da alteração dos preços destes custos esteja já embutido no nosso coeficiente.

Um exemplo de variável omitida no termo do lucro variável estaria nos avanços em tecnologia. Sobretudo ao longo da década de 1990, o progresso técnico facilitou o acesso a serviços bancários por outros meios que não a agência física, seja por telefone, internet, caixa eletrônico ou outros postos de atendimento que não exigem a estrutura de uma agência bancária. Pode-se argumentar que este desenvolvimento tecnológico também contribuiu para a redução do número de agências, o que causaria um viés positivo no coeficiente β_1 .

Para examinar a presença desses potenciais problemas, realizamos um teste de robustez que consiste em adicionar controles de *dummies* de ano na equação do lucro. Entretanto, a simples inclusão dessas *dummies* não nos permitiria estimar o modelo, dada sua perfeita multicolinearidade com a variável de inflação. Assim, vamos explorar duas especificações: uma com a inflação apenas no termo do lucro variável e *dummies* no lugar da inflação no custo fixo; e a segunda mantendo a inflação no custo fixo e incluindo *dummies* no lucro variável. A primeira define-se conforme a equação abaixo.

$$\pi_{nit}(\theta, X) = pop_{it} \left[\alpha_1 + \beta_1 ipc_t - \sum_{j=2}^n \alpha_j \right] + \sum_{\tau=1990}^{2010} \delta_\tau \mathbb{I}[\tau = t] - \sum_{j=1}^n \lambda_j - \gamma \mathbb{I}[n_{it} > n_{it-1}] + \epsilon_{it}$$

Nessa especificação, esperamos que o β_1 mantenha sua magnitude e significância, o que mostraria que a nossa estimativa do efeito da inflação está sendo identificado corretamente. Caso esse parâmetro se altere muito, deveríamos concluir que nossa estimativa está viesada devido à existência do problema de variável omitida: os coeficientes de inflação estariam capturando quaisquer outros efeitos sobre os custos fixos de uma agência comum a todos os mercados e não constantes ao longo do tempo.

Da equação anterior, derivamos os *thresholds* de entrada e saída, respectivamente:

$$pop_1^E = \frac{\hat{\gamma} + \hat{\lambda}_1 - \sum \hat{\delta}_\tau \mathbb{I}[\tau = t]}{\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 ipc_t}$$

$$pop_1^I = \frac{\hat{\lambda}_1 - \sum \hat{\delta}_\tau \mathbb{I}[\tau = t]}{\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 ipc_t}$$

cujos valores estão reportados na Tabela 9.

Tabela 9 - Variável explicativa: *dummies* de ano no custo fixo

		Tamanho mínimo de mercado para suportar			
		a entrada de uma única agência		a permanência de uma única agência	
inflação		variável explicativa		variável explicativa	
ano	valor	inflação	<i>dummies</i> de ano	inflação	<i>dummies</i> de ano
2010	4,252	32.940	32.193	1.213	1.273
2005	7,231	30.745	30.610	1.172	1.234
2000	8,976	29.906	29.707	1.156	1.207
1985	122,586	21.785	22.000	987	981
1990	638,342	18.113	18.680	900	880
1995	1.331,874	16.742	16.721	865	807
variação entre 1995 e 2010		97%	93%	40%	58%
# observações		28.542	28.542	28.542	28.542
verossimilhança		-20.893,950	-21.085,987	-20.893,950	-21.085,987

Da tabela, concluímos que as estimativas dos parâmetros garantem a robustez dos *thresholds* calculados. A população mínima requerida para a entrada da primeira agência não varia em mais do que mil pessoas, quando comparamos com o resultado da especificação original. E a população mínima requerida para a permanência de uma única agência não varia em mais do que 100 pessoas.

A segunda especificação é definida pela seguinte equação de lucro:

$$\pi_{nit}(\theta, X) = pop_{it} \left[\alpha_1 + \sum_{\tau=1990}^{2010} \eta_{\tau} \mathbb{I}[\tau = t] - \sum_{j=2}^n \alpha_j \right] + \beta_2 ipc_t - \sum_{j=1}^n \lambda_j - \gamma \mathbb{I}[n_{it} > n_{it-1}] + \epsilon_{it}$$

de onde decorrem os *thresholds* de entrada e saída, respectivamente:

$$pop_1^E = \frac{\hat{\gamma} + \hat{\lambda}_1 - \hat{\beta}_2 ipc_t}{\hat{\alpha}_1 + \sum \hat{\eta}_{\tau} \mathbb{I}[\tau = t]}$$

$$pop_1^I = \frac{\hat{\lambda}_1 - \hat{\beta}_2 ipc_t}{\hat{\alpha}_1 + \sum \hat{\eta}_{\tau} \mathbb{I}[\tau = t]}$$

Analogamente ao teste anterior, esperamos que nossos resultados não se alterem significativamente. Caso contrário, é possível que a omissão de alguma variável relevante esteja causando viés em nossas estimativas. Os *thresholds* calculados com as novas estimativas estão expostos na Tabela 10.

Tabela 10 - Variável explicativa: *dummies* de ano no lucro variável

		Tamanho mínimo de mercado para suportar			
		a entrada de uma única agência		a permanência de uma única agência	
	inflação	variável explicativa		variável explicativa	
ano	valor	inflação	<i>dummies</i> de ano	inflação	<i>dummies</i> de ano
2010	4,252	32.940	31.716	1.213	1.365
2005	7,231	30.745	3.579	1.172	295
2000	8,976	29.906	1.327.334	1.156	17.787
1985	122,586	21.785	28.986	987	1.145
1990	638,342	18.113	58.560	900	1.743
1995	1.331,874	16.742	992.272.239.514	865	133.318.634
variação entre 1995 e 2010		97%	-100%	40%	-100%
# observações		28.542	28.542	28.542	28.542
verossimilhança		-20.893,950	-21.085,987	-20.893,950	-21.085,987

Apesar da maioria dos coeficientes estimados terem se mantido muito próximos dos valores da especificação original, como pode ser visto na Tabela 12 do Apêndice, as estimativas das *dummies* de ano não nos garantem a ausência de viés na estimação do efeito da inflação sobre o lucro variável, o que se reflete nos valores tão distintos dos *thresholds* reportados na Tabela 10.

6 Conclusão

Este trabalho buscou contribuir para a literatura de duas maneiras. Primeiro, a “contribuição econômica”, na tentativa de mensuração do efeito de longo prazo da hiperinflação sobre a estrutura do setor bancário brasileiro. E segundo, a “contribuição técnica”, fazendo uma extensão do tradicional modelo de entrada de Bresnahan e Reiss (1991), de modo que o mesmo seja aplicável a dados de painel. Esta alteração possibilitou uma análise da decisão de saída da firma, o que ainda é pouco explorado na literatura, mesmo com o instrumental elaborado em Bresnahan e Reiss (1994). Além disso, conseguimos realizar exercícios contrafactuais de longo prazo, que nos trouxeram números bastante interessantes.

Os principais resultados que obtivemos estão de acordo com a argumentação exposta no Capítulo 1. Nos períodos de hiperinflação (taxas anuais acima de 100%), uma agência bancária possuía incentivos econômicos (lucros não negativos) para ser aberta em municípios com muito menos habitantes do que nos demais períodos de baixa inflação (taxas anuais abaixo de 10%). Tomando os valores extremos, a variação do tamanho mínimo de mercado estimado chega a 97%.

Sobre a decisão de saída, também encontramos evidências de que níveis mais altos de inflação eram fonte de lucratividade para os bancos. A população mínima requerida para a permanência de uma única agência aumenta em 40% quando a inflação cai de aproximadamente 1.330% (1995) para 4,25% (2010).

Já em relação ao resultado contrafactual, o modelo prevê uma redução de 4,8% no número de agências em 2010, caso a inflação tivesse sido mantida sempre em 4,25%, em todos os períodos da amostra. Sob a mesma condição, encontramos ainda um aumento estimado de 8% no número de municípios sem nenhuma agência bancária em 2010. Em termos populacionais, são mais de 5 milhões de pessoas que hoje têm acesso a serviços financeiros em suas cidades, mas que talvez não o tivessem se não fosse a expansão explicada pela hiperinflação.

Em suma, encontramos números que corroboram o teórico já debatido na literatura de que, no Brasil, o processo de hiperinflação foi extremamente lucrativo para os bancos, através de maior captação de depósitos à vista, impulsionando sua expansão em mercados isolados. E, do mesmo modo, de que a retomada da estabilidade econômica na segunda metade da década de 1990 cessou esse processo.

7 Referências Bibliográficas

ASSUNÇÃO, J. Eliminating Entry Barriers for the Provision of Banking Services: Evidence from 'Banking Correspondents' in Brazil. **Journal of Banking and Finance**, a sair,2012.

ASSUNÇÃO, J.; MITYAKOV, S.; TOWNSEND, R. M. Ownership Matters: the Geographical Dynamics of BAAC and Commercial Banks in Thailand.*mimeo*, 2012.

BAER, W.; NAZMI, N. Privatization and Restructuring of Banks in Brazil.**The Quarterly Review of Economics and Finance**, Vol. 40, p. 3–24, 2000.

BECK, T.; DEMIRRGUC-KANT, A.; LEVINE, R. Finance, Inequality and the Poor.**Journal of Economic Growth**.Vol. 12, p. 27-49, 2007.

BECK, T.; DEMIRRGUC-KANT, A.; LEVINE, R.; LAEVEN, L. Finance, Firm Size, and Growth, **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 40, No. 7, p. 1379-1405, 2005.

BOYD, J. H.; LEVINE, R.; SMITH, B. D.The Impact of Inflation on Financial Sector Performance.**Journal of Monetary Economics**, Vol. 47, p. 221-248, 2001.

BRESNAHAN, T.; REISS, P. Entry and Competition in Concentrated Markets, **The Journal of Political Economy**, Vol. 99, No. 5, p. 977-1009, 1991.

BRESNAHAN, T.; REISS, P. Measuring the Importance of Sunk Costs, **AnnalesD'Economieet de Statistique**, Vol. 31, p. 183-217, 1994.

BRUHN, M.; LOVE, I.The Economic Impact of Banking the Unbanked, **Policy Research Working Paper**, No. 4981, World Bank, 2009.

BURGES, R.; PANDE, R. Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment, **The American Economic Review**, Vol. 95, No. 3, p. 780-795, 2005.

COELHO, C. A.; DE MELLO, J. M. P.; REZENDE, L. Are Public Banks pro-Competitive? Evidence from Concentrated Local Markets in Brazil, **Journal of Money, Credit and Banking**, a sair, 2012.

COHEN, A. M.; MAZZEO, M. J. Market Structure and Competition among Retail Depository Institutions, **The Review of Economic and Statistics**, Vol. 89, No. 1, p. 60-74, 2007.

ELEJALDE, R. Local Entry Decisions in the US banking Industry, **working paper**, 2012.

HO, K.; ISHII, J. Location and Competition in Retail Banking, **working paper**, 2010.

KLAPPER; LAEVEN; RAJAN. Business Environment and Firm Entry: Evidence from International Data, **NBER Working Papers 10380**, National Bureau of Economic Research, 2004.

PAKES, A.; OSTROVSKY, M; BERRY, S. Simple Estimators for the Parameters of Discrete Dynamic Games (with entry/exit examples), **RAND Journal of Economics**, Vol. 38, No. 2, p. 373-399, 2007.

8 Apêndice

Tabela 11 - *Thresholds* de entrada e saída

ano	População mínima para a entrada de				População mínima para a permanência de			
	1 agência	2 agências	3 agências	4+ agências	1 agência	2 agências	3 agências	4+ agências
2010	32.940	99.173	203.341	359.068	1.213	3.652	7.489	13.218
2005	30.745	91.504	186.215	326.872	1.172	3.488	7.099	12.455
2000	29.906	88.597	179.756	314.782	1.156	3.425	6.948	12.162
1985	21.785	61.209	119.978	204.427	987	2.773	5.435	9.256
1990	18.113	49.348	94.804	158.979	900	2.452	4.710	7.895
1995	16.742	45.014	85.740	142.804	865	2.326	4.431	7.377

Tabela 12 - Coeficientes e desvios padrão estimados de todas as especificações

Tabela 12 - Coeficientes e desvios padrão estimados de todas as especificações

parâmetro	especificação original		N		NE		SE		S
	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	
<i>efeito da população sobre lucro variável</i>									
α_1	0,623	0,015	0,769	0,044	0,996	0,035	0,995	0,040	1,300
α_2	5,30E-06	2,43E-08	2,29E-06	1,23E-08	2,95E-05	4,23E-07	1,14E-05	8,84E-08	1,80E-02
α_3	9,46E-07	7,28E-09	9,53E-07	3,73E-08	2,21E-06	4,69E-08	3,87E-06	4,35E-08	3,24E-03
α_4	9,68E-05	7,65E-07	4,50E-06	6,98E-07	1,84E-05	1,39E-06	7,40E-08	1,47E-09	7,20E-03
<i>custo de entrada e saída</i>									
γ	2,117	0,017	1,854	0,053	1,577	0,032	2,167	0,032	2,075
<i>efeito da inflação sobre lucro variável</i>									
β_1	0,013	0,004	0,004	0,004	0,005	0,006	0,010	0,009	0,028
<i>efeito da inflação sobre custos fixos</i>									
β_2	-0,049	0,038	0,033	0,041	0,018	0,054	0,010	0,078	-0,125
<i>custos fixos</i>									
λ_1	4,483	0,381	6,505	1,230	8,658	0,999	7,459	0,995	10,090
λ_2	0,707	0,010	0,691	0,031	1,068	0,024	0,956	0,027	0,644
λ_3	0,460	0,007	0,447	0,032	0,596	0,023	0,530	0,015	0,871
λ_4	0,363	0,006	0,485	0,243	0,520	0,038	0,419	0,015	0,582
<i>dummies de ano</i>									
1990									
1995									
2000									
2005									
2010									
# observações	28.542		2.424		9.702		8.172		5.856
verossimilhança	-20.893,95		-1.453,62		-6.308,97		-5.496,37		-3.692,71

Nota: desvios padrão estimados por *bootstrap* ;

Tabela 12 - Coeficientes e desvios padrão estimados de todas as especificações - *continuação*

parâmetro	especificação		CO		irrestrita		# bancos		PIB		dummies: fixo		dummies: variável	
	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.
<i>efeito da população sobre lucro variável</i>														
α_1	1,057	0,095	0,731	0,015	0,613	0,014	0,647	0,010	0,644	0,106	0,655	0,568		
α_2	4,29E-04	5,76E-06	5,30E-06	2,43E-08	7,01E-06	5,80E-08	2,57E-05	6,89E-08	3,77E-06	7,53E-07	0,002	0,001		
α_3	7,67E-06	9,13E-08	9,46E-07	7,28E-09	2,06E-05	1,14E-07	5,38E-06	2,03E-08	6,79E-06	1,74E-06	0,001	0,001		
α_4	1,65E-06	1,81E-08	9,68E-05	7,65E-07	3,75E-05	3,35E-07	7,54E-08	2,18E-10	4,02E-06	8,85E-07	0,028	0,009		
γ	1,856	0,062	2,137	0,017	2,106	0,017	2,029	0,016	2,117	0,151	2,116	0,835		
<i>efeito da inflação sobre lucro variável</i>														
β_1	0,014	0,017	0,001	0,004	0,016	0,004	0,007	0,002	0,008	0,001				
<i>efeito da inflação sobre custos fixos</i>														
β_2	0,037	0,156	0,061	0,038	-0,075	0,039	0,035	0,021			0,072	0,022		
<i>custos fixos</i>														
λ_1	8,392	2,483	5,448	0,381	4,416	0,357	5,576	0,312	4,687	3,449	4,960	12,832		
λ_2	0,939	0,050	0,708	0,010	0,712	0,010	0,788	0,011	0,707	0,180	0,730	1,022		
λ_3	0,608	0,031	0,461	0,007	0,467	0,007	0,530	0,009	0,460	0,276	0,469	0,304		
λ_4	0,489	0,032	0,362	0,006	0,392	0,007	0,424	0,009	0,364	0,191	0,634	0,971		
<i>dummies de ano</i>														
1990									-0,011	0,000	-0,053	0,291		
1995									0,012	0,171	-0,418	0,017		
2000									-0,002	8,539	-0,164	0,516		
2005									-0,005	1,742	0,192	2,620		
2010									0,003	0,190	0,018	0,237		
# observações														
	2,388		33,042		28,542		28,542		28,542		28,542			
verossimilhança														
	-1,741,66		-22,793,32		-21,029,06		-20,049,61		-20,894,59		-20,887,80			

Nota: desvios padrão estimados por *bootstrap*;