

Referências Bibliográficas

ALVES, Luciana S.; ASSUNÇÃO, Juliano J. “Restrições de Crédito e Decisões Intra-Familiares”, *Mimeo*, 2004.

ANGRIST, Joshua D. “Lifetime Earnings and Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records”, *The American Economic Review*, 1990, vol. 80, no. 3, pg. 313-336.

ANGRIST, Joshua D.; KRUEGER, Alan B. “Empirical Strategies in Labor Economics” in: Orley Ashenfelter and David Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Elsevier Science, 1999.

ARESTIS, Philip; e DEMETRIADES, Panicos “Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence”, *The Economic Journal*, 1997, vol. 107, no. 442, pg. 783-799.

BANERJEE, Abhijit V.; NEWMAN, Andrew F. “Occupational Choice and the Process of Development”, *Journal of Political Economy*, 1993, vol. 101, no. 2, pg. 274-298.

BECKER, S. O. e ICHINO, A. "Estimation of average treatment effects based on propensity scores", *The Stata Journal*, 2002, vol.2, no.4, pg. 358-377.

BRUNDELL, Richard; DIAS, Monica C. “Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics”, *The Institute of Fiscal Studies – Department of Economics*, Working Paper CWP10/02.

CALDERÓN, César; LIU, Lin. “The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth”, *Journal of Development Economics*, 2003, vol. 72, pg. 321-334.

- CHRISTOPOULOS, Dimitris K.; TSIONAS, Efthymios G. “Financial Development and Economic Growth: evidence from panel unit root and cointegration tests”, *Journal of Development Economics*, 2004, vol. 73, pg. 55-74.
- CLASSENS, Stijn; LAEVEN, Luc. “Financial Development, Property Rights, and Growth”; *The Journal of Finance*, 2003, vol. LVIII, no. 6, pg. 2401-2436.
- EVANS, David S.; JOVANOVIC, Boyan. “An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints”, *Jornal of Political Economy*, 1989, vol. 97, no. 4, pg. 808-827.
- GOLDSMITH, Raymond W. *Financial Structure and Development*. New Haven, Conn.: Yale University Press, 1969
- GREENWOOD, Jeremy; JOVANOVIC, Boyan. “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *The Journal of Political Economy*, 1990, vol. 98, no. 5, pg. 1076-1107.
- GUISSO, Luigi; SAPIENZA, Paola; ZINGALES, Luigi. “Does Local Financial Development Matter?”, *National Bureau of Economic Research*, 2002, Working Paper 8923.
- LEVINE, Ross ; LOAYZA, Norman; BECK, Thorsten. “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, 2000, vol. 46, pg. 31-77.
- LEVINE, Ross. “Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda”, *Journal of Economic Literature*, 1997, vol. 35, no. 2, pg. 688-726.
- MCKINNON, R. I. *Money and Capital in Economic Development*. Washington D.C.: Brooking Institution, 1973.

- PETERSEN, Mitchell A.; RAJAN, Raghuram G. “Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending”, *The Journal of Finance*, 2002, vol. LVII, no. 1, pg. 3-37.
- PETERSEN, Mitchell A.; RAJAN, Raghuram G. “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *The Journal of Finance*, 1994, vol. XLIX, no. 1, pg. 3-37.
- RAJAN, Raghuram G.; ZINGALES, Luigi. “Financial Dependence and Growth”, *The American Economic Review*, 1998, vol. 88, no. 3, pg. 559-586.
- ROSSEAU, Peter L. ; WACHTEL, Paul. “Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrialized Countries”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1998, vol. 30, no. 4, pg. 657-678.
- ROSENBAUM, P.R. e RUBIN, D.B. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 1983, vol. 70, no. 1, pg. 41-55.
- SCHUMPETER, Joseph A. *A theory of economic development*. Cambridge, M.A.: Harvard University Press, 1911.
- SHAW, Edward S. *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press, 1973
- TOWNSEND, Robert. “Risk and Insurance in Village India”, *Econometrica*, 1994, vol. 62, no. 3, pg. 539-591.

7

Apêndice ao Capítulo 2

7.1

O Índice de Riqueza.

O questionário do Censo não contém informações relativas à herança ou estoque de riqueza dos indivíduos entrevistados. A fim de se obter informação nesse sentido, optou-se por se construir um índice de riqueza tendo por base os itens convergentes dos questionários dos Censos de 1991 e 2000 relativos à estrutura física do domicílio (número de cômodos, cômodos usados como dormitórios, banheiros e suas respectivas densidades por habitante), ao seu acesso a serviços públicos (redes de água, luz, esgoto, telefone e coleta de lixo), à presença de bens duráveis no domicílio (rádio, geladeira ou freezer, número de televisores e automóveis), à presença de empregados domésticos, e a condição da família em relação à propriedade do imóvel. A primeira coluna da tabela 23 fornece os elementos que compõem o índice.

A mesma tabela apresenta ainda as escalares que ponderam as variáveis e fornecem a combinação linear que determina o valor do índice. Tais coeficientes foram obtidos pela aplicação do método dos componentes principais sobre a matriz de correlação do conjunto de variáveis indicado acima. A tabela 24 contém uma lista dos componentes extraídos, os autovalores da matriz de correlação a eles associados, e o percentual da variância explicada por cada um deles. A combinação linear que explica a maior parte da variância da matriz de correlação é aquela que utiliza como peso os coeficientes do autovetor associado ao autovalor de maior módulo. Como se observa, o primeiro autovalor explica cerca de 27% da variância¹². Isso sugere que os componentes associados aos autovalores subseqüentes ao primeiro têm relevância reduzida na explicação da variabilidade da amostra.

¹² Nota-se ainda na figura C do apêndice a queda brusca no valor em módulo dos autovalores calculados.

Tabela 23: Variáveis usadas na estimativa do índice de riqueza e seus respectivos pesos

Variável	Coeficiente
Dummy se a casa é própria	0.06086
Número de cômodos	0.33319
Número de cômodos usados como dormitório	0.17970
Número de banheiros	0.36560
Dummy se o lixo é coletado direta ou indiretamente	0.19878
Dummy para rede elétrica	0.12522
Dummy para rádio	0.16582
Dummy para geladeira ou freezer	0.29284
Dummy para máquina de lavar	0.18646
Dummy para linha telefônica	0.27373
Número de televisores	0.30791
Número de automóveis de uso particular	0.23566
Número de habitantes por cômodo	-0.23903
Número de habitantes por cômodo usado como dormitório	-0.20349
Número de banheiros por habitante	0.26335
Dummy se esgoto é tratado	0.17534
Dummy se domicílio é composto apenas de um cômodo	-0.07106
Dummy para água tratada	0.27083
Dummy se empregada doméstica mora no domicílio	0.11747

Tabela 24: Análise dos Componentes Principais

Componente	Autovalor	Diferença	Proporção	Acumulada
1	5.06985	3.37782	0.26680	0.26680
2	1.69203	0.22631	0.08910	0.35590
3	1.46572	0.17655	0.07710	0.43300
4	1.28917	0.29997	0.06790	0.50090
5	0.98920	0.06373	0.05210	0.55290
6	0.92546	0.04281	0.04870	0.60170
7	0.88265	0.01057	0.04650	0.64810
8	0.87208	0.03420	0.04590	0.69400
9	0.83788	0.03789	0.04410	0.73810
10	0.79999	0.09402	0.04210	0.78020
11	0.70597	0.03277	0.03720	0.81740
12	0.67321	0.05565	0.03540	0.85280
13	0.61756	0.04786	0.03250	0.88530
14	0.56970	0.03601	0.03000	0.91530
15	0.53369	0.08940	0.02810	0.94340
16	0.44428	0.06110	0.02340	0.96680
17	0.38318	0.21731	0.02020	0.98690
18	0.16587	0.08337	0.00870	0.99570
19	0.08250		0.00430	1.00000

É importante destacar ainda que o índice calculado é apenas ordinal. Optou-se por se fazer as estimativas usando apenas as observações classificadas como chefes de domicílio, evidentemente ponderadas pelos pesos oficiais do Censo.

Figura 6: Histograma do índice de riqueza: 1991 e 2000.

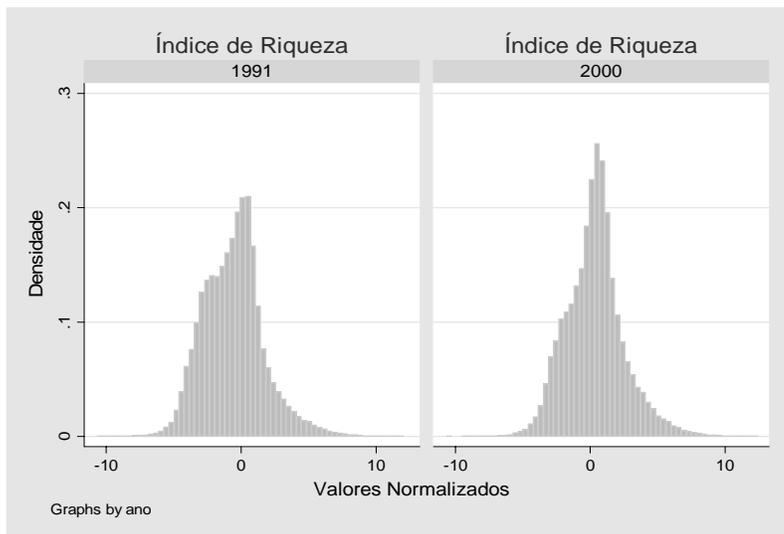
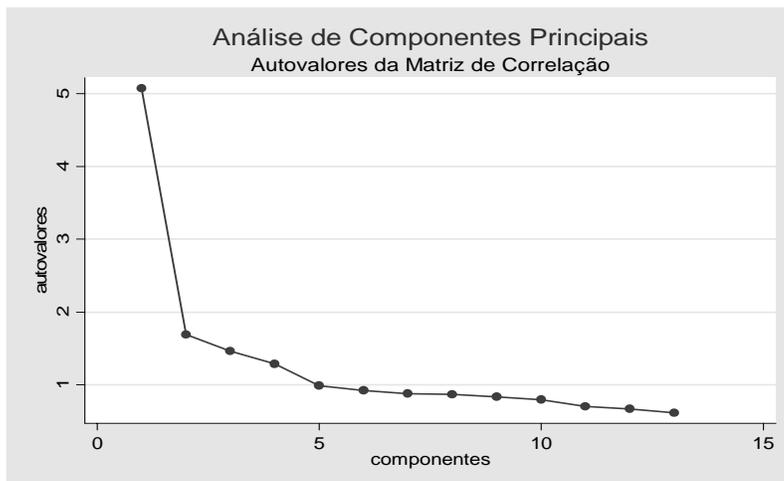


Figura 7: Índice de riqueza: autovalores da matriz de correlação



8

Apêndice ao Capítulo 3

8.1

Diferenças em Diferenças usando amostra ampliada de municípios

Conforme adiantado na seção 3.3.1, a restrição das estimativas do método de diferenças em diferenças aos movimentos de abertura e fechamento de representações bancárias quando se excetuavam agências sem carteira comercial, poderia estar selecionando uma amostra que não fosse a mais indicada para os propósitos deste trabalho. As estatísticas do capítulo 3 foram obtidas a partir de dados relativos à domicílios de 134 localidades, sendo 9 destas componentes do grupo de *tratamento* e 125 do grupo de *controle*. Quando se incluem agências sem carteira comercial, a amostra sob análise é definida por 22 localidades pertencentes ao grupo de *tratamento* e 112 ao grupo de *controle*. Portanto, os grupos de *tratamento* e *controle* deixam de ser tão díspares no número de observações que os compõem.

A tabela que segue sintetiza os resultados da regressão pelo método de *diferenças em diferenças*. Desde logo, é importante notar que os resultados não diferem qualitativamente. A primeira observação é a ampliação no número de observações consideradas, cujo total é praticamente o dobro daquele apresentado na seção 3.3.1. O segundo ponto interessante é que o sinal esperado para o coeficiente de interesse, o coeficiente diferenças em diferenças, é negativo, de acordo com a hipótese inicial. A significância de tal coeficiente se perde, entretanto, quando se incluem variáveis municipais agregadas como controles da regressão. A inclusão de tais controles agregados segue a mesma ordem daquela apresentada na regressão com a amostra restrita pela exclusão de agências sem carteira comercial. Finalmente, os resultados aqui obtidos reforçam a idéia de que a perda da última representação bancária não deve ter adicionado restrições significativas à escolha ocupacional dos chefes de família, comparativamente à

chefes de família residentes em municípios que tiveram acesso ininterrupto ao banco local para o período sob análise.

Tabela 25: : Diferenças em Diferenças sobre a probabilidade de ser empregador usando modelo *probit* com amostra ampliada a partir da inclusão de agências bancárias sem carteira comercial.

A variável dependente é a probabilidade de chefe da família ser empregador. A amostra é restrita a chefes de família exercendo atividade remunerada, exclusive funcionários públicos e militares.				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Dummy para 2000	-0.50198*** (0.000)	-0.50667*** (0.000)	-0.52106*** (0.008)	-0.38663 (0.507)
Dummy para tratamento	0.14566** (0.014)	-0.70893 (0.204)	-0.93764 (0.286)	-0.80313 (0.334)
Diferenças em diferenças	-0.27483*** (0.001)	-0.22884*** (0.007)	-0.14669 (0.110)	-0.03073 (0.971)
Índice de riqueza	0.23762*** (0.000)	0.23995*** (0.000)	0.24065*** (0.000)	0.24281*** (0.000)
Dummy se mulher	-0.36420*** (0.000)	-0.36735*** (0.000)	-0.36764*** (0.000)	-0.36981*** (0.000)
Idade	0.00123 (0.825)	0.00247 (0.659)	0.00234 (0.676)	0.00195 (0.729)
(Idade) ²	0.00007 (0.249)	0.00006 (0.343)	0.00006 (0.336)	0.00006 (0.295)
Dummy se branco	0.17065*** (0.000)	0.17445*** (0.000)	0.17386*** (0.000)	0.17239*** (0.000)
Anos de estudo	0.02207*** (0.000)	0.02424*** (0.000)	0.02442*** (0.000)	0.02494*** (0.000)
Deficiência	0.00971 (0.932)	-0.00549 (0.962)	-0.00474 (0.967)	-0.00138 (0.990)
Dummy se vive com cônjuge	0.07964 (0.128)	0.07855 (0.138)	0.07673 (0.149)	0.07004 (0.189)
Dummy se mulher * Dummy se vive com cônjuge	0.11384 (0.310)	0.11390 (0.321)	0.10619 (0.355)	0.11889 (0.300)
Número de parentes no domicílio	0.00818 (0.244)	0.00781 (0.273)	0.00775 (0.278)	0.00809 (0.260)
Constante	-1.98796*** (0.000)	-1.89231*** (0.000)	-1.06878 (0.380)	-1.56064** (0.029)
Dummies para Município	não	sim	sim	sim
Controles Municipais Agregados [¥]	não	não	sim	não
Dummies para Município*Ano	não	não	não	sim
Observações	51445	50989	50989	49058
Pseudo R2	0.226	0.241	0.242	0.246
P-valores robustos à heteroscedasticidade entre parênteses				
* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%				
[¥] : Os controles agregados incluem: média de anos de estudo para pessoas com mais de 25 anos, população total,				

9

Apêndice ao Capítulo 4

9.1

Lista de Instituições Bancárias

BANCO BBM S.A.

BANCO BMG S.A.

BANCO DO ESTADO DE SÃO PAULO S.A. - BANESPA

BANCO DO ESTADO DE SERGIPE S.A.

BANCO DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO S.A.

BANCO DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL S.A.

BANCO EQUATORIAL S.A.

BANCO MERCANTIL DO BRASIL S.A.

BANCO MERCANTIL S.A.

BANCO SANTANDER S.A.

BANCO DO BRASIL S.A.

CAIXA ECONÔMICA FEDERAL

BANCO BANE B S.A.

BANCO BEMGE S.A.

BANCO DO ESTADO DE ALAGOAS S.A.

BANCO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

BANCO DE BRASÍLIA S.A.

BANCO ABNAMRO REAL S.A.

BANCO BAMERINDUS DO BRASIL S.A./ HSBC BANK BRASIL S.A.

BANCO BRADESCO S.A.

BANCO ITAÚ S.A.

UNIBANCO - UNIÃO DE BANCOS BRASILEIROS S.A.

BANCO ALFA S.A.

BANCO ALVORADA S.A.

BANCO AUXILIAR S.A.

BANCO BCN S.A.
BANCO BGN S.A.
BANCO BMC S.A.
BANCO BOAVISTA INTERATLANTICO S.A.
BANCO UBS S.A.
BANCO BONSUCESSO S.A.
BANCO FORTALEZA S.A.
BANCO BOZANO-SIMONSEN S.A.
UNICARD BANCO MÚLTIPLO S.A.
BANCO SUL BRASILEIRO S.A.
BANCO SUDAMERIS BRASIL S.A.
BANCO SOCIÉTÉ GÉNÉRALE BRASIL S.A.
BANCO SIMPLES S.A.
BANCO SAVENA S.A.
BANCO SAFRA S.A.
BANCO RURAL S.A.
BANCO RESIDÊNCIA S.A.
BANK BOSTON BANCO MULTIPLO S.A.
LLOYDS BANK
BANCO CITIBANK S.A.
BANCO J.P. MORGAN S.A.
BANCO MERCANTIL DE SÃO PAULO S.A.
BANCO MULTIPLIC S.A.
BANCO NACIONAL S.A.
BANCO PINTO DE MAGALHÃES S.A.
BANCO PONTUAL S.A.
BANCO AGRIMISA S.A.
BANCO BANORTE S.A.
BANCO BRASILEIRO COMERCIAL S.A.
BANCO CAPITAL S.A.
BANCO COMERCIAL E DE INVESTIMENTO SUDAMERIS S.A.
BANCO CREDIPLAN S.A.
BANCO DA AMAZÔNIA S.A.
BANCO DE CRÉDITO REAL DE MINAS GERAIS S.A.

BANCO DE PERNAMBUCO S.A.
 BANCO DE TOKYO-MITSUBISHI BRASIL S.A.
 BANCO DIBENS S.A.
 BANCO DO COMMÉRCIO E INDÚSTRIA DE SÃO PAULO S.A.
 BANCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.
 BANCO ECONÔMICO S.A.
 BANCO FININVEST S.A.
 BANCO HOLANDES UNIDO S.A.
 BANCO INDUSTRIAL E COMERCIAL S.A.
 BANCO INTERUNION S.A

9.2

Determinação do *ATET* usando *PS Matching* com *Kernel Normal*.

O uso de *kernel* nas estimativas de *Propensity Score* permite suavizar eventuais efeitos de comparações que rendem valores aberrantes para as diferenças entre as observações de *tratamento* e *controle*. Nesse caso, cada observação do grupo de tratamento é comparada a todas as observações do grupo de controle, sendo estas ponderadas por um *kernel*¹³ normalizado a 1, que dá mais peso à observações menos distantes pela métrica da probabilidade estimada à observação tratada sob comparação. Assim sendo, o *ATET* é definido como sendo:

$$\text{Eq. 5)} \quad ATET = \left(\frac{1}{N^T} \right) \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\}$$

onde T denota o conjunto das observações tratadas e C das observações de controle. A variável Y é a variável de performance de interesse, $G(\cdot)$ é um *kernel* determinado, p é a probabilidade estimada para aderência ao tratamento e h é um parâmetro

¹³ Por opção, optou-se pelo uso de um *kernel* normal, seguindo o que aparece com maior frequência na literatura afim.

designado sobre para o *kernel* que, neste caso, assume valor 0,6. Neste exercício, as estimativas da probabilidade de aderência ao tratamento são estritamente as mesmas daquelas apresentadas na seção 4.3.2. O mesmo pode ser comentado a respeito do número de observações. Logicamente, a diferença estimada não é a mesma. Para os anos de 1991 e 2000, tem-se respectivamente, os valores do *ATET* apurados nas tabelas abaixo:

Tabela 26: Apuração dos efeitos médios do tratamento sobre a probabilidade de ser empregador para PS com *kernel* normal: 1991

Variável	Amostra	Tratamentos	Controles	Diferença
empregador	Unmatched	.066410749	.059402985	.007007763
	ATET	.066970091	.042785135	.024184956
	ATU	.064552661	.050040009	-.014512653
	ATE			-.000297959

Tabela 27: Apuração dos efeitos médios do tratamento sobre a probabilidade de ser empregador para PS com *kernel* normal: 2000

Variável	Amostra	Tratamentos	Controles	Diferença
empregador	Unmatched	.056822127	.045587518	.011234609
	ATET	.048185604	.072197059	-.024011455
	ATU	.054421769	.040932651	-.013489117
	ATE			-.018623529

Os valores apurados para o *ATET* são qualitativamente semelhantes ao exercício efetivado na seção 4.3.2. Abaixo, são apresentados os intervalos de confiança estimados por meio de *bootstrapping*.

Tabela 28: Intervalo de confiança para o *ATET* estimado para a probabilidade de ser empregador para PS com *kernel* normal: 1991

Variável	Replicações	if. Observada	Viés	Err. Pad.	[95% Interv. de Conf.]		
Empregador	100	.024185	-.0002007	.013015	-.0016397	.0500096	(N)
					-.0034533	.045273	(P)
					-.0034533	.045273	(BC)
Nota:	N = normal						
	P = percentílico						
	BC = bias-corrected						

Fica mais uma vez evidente que, no período quando vigora o tratamento – ou seja, a concentração no mercado bancário – a probabilidade de se tornar empregador é menor para o grupo de *tratamento* do que para o grupo de *controle*, o mesmo não ocorrendo para o período anterior. Diferentemente da estimativa estabelecida do capítulo 4, todos os intervalos de confiança determinados excluem a origem para o ano de 2000, com 95% de significância. O resultado apurado corrobora, portanto, a hipótese que motivou o exercício, ou seja: a concentração no mercado bancário local parece ser acompanhada de efeito adversos sobre as escolhas ocupacionais dos chefes de domicílio residentes.

Tabela 29: Intervalo de confiança para o *ATET* estimado para a probabilidade de ser empregador para *PS* com *kernel* normal: 2000

Variável	Replicações	Val. Observada	Viés	Err. Pad.	[95% Interv. de Conf.]		
Empregador	100	-.0240115	-.0030089	.0107742	-.0453897	-.0026332	(N)
					-.0562166	-.0061301	(P)
					-.0397795	-.0044264	(BC)
Nota:	N = normal						
	P = percentílico						
	BC = bias-corrected						