

ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE DA CONFIANÇA INTERPESSOAL

Pedro Rodrigues de Oliveira*
Elaine Toldo Pazello**

Resumo

Já faz quase vinte anos que os economistas perceberam que as instituições são importantes. Contudo, durante este tempo pouca atenção foi dada às instituições informais nos estudos econômicos, dada a dificuldade de se observá-las e mensurá-las. Quando uma relação entre confiança – uma variável social – e crescimento econômico é encontrada, muitos tentam aplicar análises de robustez para avaliar se esta relação não é espúria. Este trabalho usa a metodologia corrente na literatura, avaliando o papel da confiança no crescimento econômico, usando informações principalmente dos bancos de dados *World Values Survey* e as *Penn World Tables*. As estimações são feitas em *cross-section*, e aplicando a técnica de *least trimmed squares* e de mínimos quadrados por dois estágios são avaliadas a robustez das estimativas. Além disso, o trabalho analisa os determinantes da propensão individual a confiar nos demais, utilizando um modelo *probit*. Encontra-se que a endogeneidade tem de ser seriamente considerada nas regressões de crescimento econômico na confiança em *cross-sections* para evitar vieses. Também se encontra que a confiança depende mais do ambiente no qual o indivíduo interage que de características individuais específicas, como a extrema falta de confiança entre brasileiros ilustra.

Palavras-chave: confiança, crescimento, robustez, *trimmed squares*, *outliers*

Área ANPEC: 5 – Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições.

Abstract

It has been for about twenty years now that economists realized that institutions matter. However, during this time little attention has been paid to the informal institutions on economic studies, given the difficulty on observing and measuring them. When a relationship between trust – a social variable – and economic growth is found, many try to apply robustness analysis in order to check if this relationship is not spurious. This paper uses the current literature methodology, tackling the importance of trust for economic growth, using information mainly from the World Values Survey and Penn World Tables databases. The estimations are made in cross-section, and, applying the least trimmed squares technique and two-stage least squares it is evaluated the estimates' robustness. Moreover, the paper analyses the determinants of the individual likelihood to trust on other ones, using a probit model. It is found that endogeneity has to be seriously considered on cross sectional regressions of economic growth on trust to rule out biases. Also, it is found that trust depends more on the environment on which the individual interacts than on any individual feature, as the extreme lack of trust among brazilians illustrates.

Key-words: trust, growth, robustness, trimmed squares, outliers

Classificação JEL: O43

* Doutorando em Economia pela ESALQ-USP.

** Departamento de Economia da FEARP-USP.

Aspectos Institucionais do Crescimento Econômico: Uma Análise da Confiança Interpessoal

1 Introdução

A partir do trabalho seminal de Knack e Keefer (1997) relacionando o capital social ao crescimento econômico, proliferou-se uma vasta literatura sobre o assunto. Para entender o porquê disto, há que se entender o capital social e por que ele influenciaria o crescimento econômico. Pode-se entender por capital social a habilidade do indivíduo auferir renda adicional por fazer parte de uma determinada estrutura social ou rede social¹. Como se pode notar, esta definição não é precisa. Ela também não é única², e ela implica que em cada estrutura social a renda adicional gerada por esta “habilidade individual” seria diferente (ela é *structure-dependent*). O problema todo reside em delimitar “estrutura social”. Por esta dificuldade prática, os trabalhos empíricos utilizaram variáveis *proxy* para o capital social. As principais são a confiança interpessoal e o associativismo. A confiança interpessoal é o foco deste trabalho e ela afeta o desempenho econômico na medida em que ambientes de maior confiança auxiliam a realização de atividades econômicas que envolvem incerteza acerca das ações futuras dos agentes (investimentos, empréstimos, inovação, contratação de trabalhadores etc.).

Segundo Arrow (1972, p.357) cada transação tem em si um elemento de confiança. As trocas são, na verdade, trocas de direitos de propriedade. Todavia, estes não são *self-enforcing*. Para serem bem definidos, os direitos de propriedade acabam dependendo de uma infinidade de procedimentos legais. Se esses procedimentos fossem necessários o tempo todo – para a realização de cada transação – o sistema de trocas acabaria sendo inviabilizado. Assim, é impossível que cada troca passe por essa estrutura institucional a fim de ser referendada. Desta forma, é fundamental a existência da confiança para que o sistema de trocas funcione razoavelmente bem. Em caso contrário, as pessoas tenderiam a utilizar a assimetria de informações existente para trapacear nas trocas e boa parte das transações acabaria se tornando litígios judiciais.

Em ambientes de maior confiança há maior facilidade para o cumprimento de acordos, com menores recursos sendo alocados às instituições formais, menor necessidade de contratos escritos e menor necessidade de gastos para assegurar os direitos de propriedade.

Esta justificativa parece integralmente ligada à abordagem institucional de Douglass North (1990). A partir da difusão de que as instituições são fundamentais ao desenvolvimento das nações, muitos trabalhos vieram avaliar os efeitos das instituições no desenvolvimento dos países: o Judiciário³, a democracia, a importância da regulação e a estabilidade dos contratos, os custos da burocracia etc. São estas as chamadas “instituições formais” por North (1990, p.47), que as define como as regras políticas, judiciais, econômicas e contratos. Já as instituições informais “*are a part of the heritage that we call culture*” (NORTH, 1990, p.37). São compostas de costumes, convenções, tabus e normas de comportamento que moldam a forma de pensar dos indivíduos pertencentes a cada cultura.

Contudo, menor atenção foi dada às chamadas instituições informais nos trabalhos empíricos. O motivo é simples: apesar de elas terem um papel tão importante quanto o das instituições formais na construção da confiança interpessoal, elas carecem de medidas. O capital social surgiu como uma forma diferente de incluir as instituições informais na análise empírica econômica. Todavia, por consistir apenas

¹ Seguindo Portes (1998, p.6).

² As principais definições utilizadas são as de Bourdieu (1971, 1986), Loury (1977), Coleman (1988) e Putnam (1995).

³ Por exemplo: Dakolias (1999), Djankov et al. (2002) e, para o caso brasileiro, Pinheiro (2000).

de uma formulação diferente do mesmo tipo problema, acabou por apresentar as mesmas dificuldades de medição que as instituições informais apresentam na visão neo-institucionalista.

Assim, quando Knack e Keefer (1997) encontram uma relação importante entre a confiança e o crescimento econômico, a pesquisa no tema passa a focar no método e nas análises de robustez da variável confiança. A variável de confiança utilizada pelos autores foi construída a partir do questionário do *World Values Survey* (WVS)⁴, e é inserida em uma regressão do tipo de Barro (1991) da taxa de crescimento econômico contra variáveis como o preço dos bens de investimento no início do período, educação, produto interno bruto etc. – obtidas nas *Penn World Tables*, para uma amostra de 29 países com economias de mercado⁵. O resultado obtido foi que um aumento de dez pontos percentuais na confiança elevaria o crescimento da renda *per capita* em torno de 0,8 pontos percentuais ao ano.

Zak e Knack (2001) estruturam o comportamento dos agentes em um modelo que gera a predição que uma maior confiança – definida como “*the aggregate time that agents do not spend in verifying others’ actions*” (ZAK; KNACK, 2001, p.303) – eleva a taxa de crescimento da economia. O modelo também gera predições sobre os determinantes da confiança: sociedades mais homogêneas e com renda melhor distribuída aumentam a confiança, discriminação econômica (com relação a raça, religião, nacionalidade etc.) diminuem a confiança, e existe uma armadilha da pobreza decorrente de um nível de confiança muito baixo, onde um menor nível de confiança leva a menor renda e menor renda diminui o nível de confiança.

Na parte empírica do trabalho, os autores utilizam a mesma especificação de Knack e Keefer (1997), porém com uma amostra de 41 países, e com um período considerado (para a taxa de crescimento) maior. O grau de ajustamento da regressão é bastante razoável para um *cross section* com poucas observações; e os resultados estimados são de que aumentos de quinze pontos percentuais na confiança aumentariam a taxa de crescimento anual em um ponto percentual (ZAK; KNACK, 2001, pp.307-309).

Porém, ainda restaram questionamentos de se a relação entre confiança e crescimento econômico é robusta, ou decorre da escolha dos países a serem incluídos na amostra, ou de relações espúrias. Assim, para avaliar estes questionamentos, Beugelsdijk, Groot e Schaik (2004) realizam uma série de testes de robustez da variável confiança, avaliando os parâmetros encontrados nas regressões quanto ao sinal, tamanho do efeito, significância, sensibilidade à troca dos controles e a composição da amostra. Os autores encontram que a robustez da variável confiança é razoável para a amostra de Knack e Keefer (1997) e bastante robusta para a amostra de Zak e Knack (2001). Além disto, uma importante conclusão é a de que este tipo de regressão *cross country*, utilizando a variável de confiança, parece sofrer mais de limitações nos dados que de problemas econométricos como o viés de variáveis omitidas (BEUGELSDIJK; GROOT; SCHAIK, 2004, p.132).

Seguindo as conclusões e parte da metodologia de Beugelsdijk, Groot e Schaik (2004), Bengtsson, Berggren e Jordahl (2005) atualizam o trabalho utilizando uma amostra de 63 países e considerando o período de 1990 a 2000. O objetivo do trabalho é verificar se a estimativa encontrada do efeito da confiança no crescimento econômico se mantém para o período de 1990-2000, além da robustez da variável confiança para a nova amostra. A novidade desse trabalho é o emprego de uma técnica de estimação robusta chamada *least trimmed squares*, cuja idéia é buscar *outliers*. Encontra-se que a robustez não é tão grande como no período de 1970-1992, utilizado por Zak e Knack (2001). Todavia, a

⁴ Será explicada melhor adiante, na parte metodológica.

⁵ A saber: África do Sul, Alemanha, Argentina, Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Índia, Irlanda, Islândia, Itália, Japão, México, Nigéria, Noruega, Países Baixos, Portugal, Suécia, Suíça e Turquia.

variável de confiança mostra-se mais robusta aos testes que outras variáveis tradicionalmente incluídas nos modelos Barro-*type*.

Todos os modelos *cross section* citados utilizam a variável ‘confiança’ como a explicativa. Todavia, é natural questionar o sentido de causalidade entre renda e confiança: quanto maior a confiança maior a renda e/ou quanto maior renda maior a confiança? Zak e Knack (2001) já apontavam em seu modelo teórico os possíveis problemas de endogeneidade entre capital social e renda quando mostravam que menor confiança leva a menor renda e menor renda leva a menor confiança quando esta se encontrasse em níveis muito baixos.

Bjørnskov (2007) realiza um estudo sobre os determinantes da confiança chegando aos resultados de que a maior parte das variáveis que se apresentam correlacionadas com a confiança são resultantes de relações espúrias, ou então são efeito (e não causa) da confiança. Todavia, o trabalho também conclui que a medida de confiança tradicionalmente utilizada, e que também será utilizada neste trabalho, é um indicador confiável e que cinco variáveis, em nível agregado, são causas de variações nesta: a desigualdade de renda, a diversidade étnica, se o país é ex-comunista, se o sistema político é monárquico e o percentual protestante da população⁶.

É neste âmbito que este trabalho se constrói, visando avaliar o efeito da confiança no crescimento econômico e buscando tratar o viés de endogeneidade citado acima. Ao contrário do que a literatura faz comumente, são estimados modelos para vários períodos de crescimento, considerando somente países cuja variável de confiança esteja disponível no ano inicial do período de crescimento considerado. Assim, o resultado obtido mostrará se países que têm inicialmente níveis de confiança maior crescem mais – condicional em outras variáveis, em especial, na renda *per capita* do início do período. São também realizados testes de robustez utilizando o algoritmo de *least trimmed squares*.

Se a confiança é uma variável tão importante para o crescimento econômico quanto vem se mostrando, seria, então, também importante tentar entender o que determina um indivíduo confiar ou não nas outras pessoas. Realiza-se um exercício econométrico buscando identificar os principais fatores que levam os indivíduos a confiar nos demais. Serão analisadas variáveis de gênero, etnia, ciclo de vida, escolaridade, ocupação e renda. Este é um passo importante se esta discussão quiser avançar para a esfera das políticas públicas. Ademais, este exercício dá pistas sobre o tamanho do problema de endogeneidade entre confiança e renda. Os dados utilizados são, como é comum nesta literatura, também provenientes do *World Values Survey* e *Penn World Tables*.

O artigo está dividido em mais cinco seções além desta introdução. A segunda seção apresenta as bases de dados utilizadas no trabalho, além de algumas estatísticas descritivas acerca da confiança. A terceira seção apresenta as especificações dos modelos utilizados. Os resultados obtidos são apresentados na quarta e quinta seções, sendo que esta última trata somente do caso brasileiro. Na sexta seção são feitos os comentários finais.

2 Dados

2.1 Bases de Dados

Uma primeira fonte de dados é a do banco de microdados *World Values Survey* (WVS). Este banco de dados reúne diversos *surveys* realizados em dezenas de países, com amostras em torno de 1000 a 2000

⁶ Segundo o autor, nas religiões protestantes européias, a responsabilidade é mais individualizada, enquanto em religiões hierárquicas (como os católicos e o islã) a hierarquia estabelecida mais divide socialmente as pessoas que as une.

peças aleatoriamente escolhidas em cada país, abordando assuntos como: política, convivência, expectativas, religião, moral, comportamento, educação, renda, sociedade, trabalho etc. O banco está dividido em rodadas. A primeira rodada engloba os *surveys* realizados de 1981 a 1984, a segunda engloba os *surveys* realizados de 1989 a 1993, a terceira, os de 1994 a 1999, e a quarta, os de 1999 a 2004. A primeira rodada possui 19 países, a segunda possui 42 países, a terceira possui 53 e a quarta rodada possui 69 países⁷.

Os países que estão em uma determinada rodada não necessariamente estão nas rodadas subsequentes. De certa forma, cada rodada é independente e cada país decide se realizará o seu *survey* ou não. Os países também têm a liberdade de elaborar novas perguntas que não estavam no questionário original (assim como a liberdade de não aplicar algumas das perguntas que estavam no mesmo – por julgarem desinteressantes ou impróprias, por exemplo). Assim, para países de uma mesma rodada, podemos ter perguntas que foram feitas em alguns países e em outros não – além das pessoas que responderam ou não. A organização padroniza as perguntas e as respostas de cada entrevistado, compondo um banco de microdados que permite comparar as respostas dos indivíduos de diferentes países.

Algumas variáveis de interesse para o trabalho, coletadas deste conjunto de dados são: confiança, gênero, nível de renda, religião, idade, nível educacional, estado conjugal, situação quanto ao emprego e/ou inatividade. Um detalhe importante é que as variáveis de renda e educação são categóricas. A variável relativa à escolaridade é dividida em: inferior, médio, superior – indicando o maior nível educacional que o indivíduo obteve. A variável de renda também é dividida em níveis: inferior, médio e superior⁸.

Também são utilizadas as *Penn World Tables (PWT)*. A versão mais recente (a versão 6.2) contém dados demográficos, contas nacionais, preços relativos e estimativas de estoque de capital em séries de tempo para 188 países. O grande diferencial deste banco é que ele apresenta seus dados para os agregados macroeconômicos no formato de dólares PPP (*purchasing power parity*), considerando um conjunto comum de preços e uma moeda comum. Isto torna os dados comparáveis entre diferentes países e em diferentes períodos no tempo. As variáveis utilizadas deste banco são o preço dos bens de investimento, como uma porcentagem em relação ao preço dos bens de investimento dos Estados Unidos, e a taxa de crescimento média do produto interno bruto *per capita*, calculado a partir da variável “*real gross domestic product per capita (chain)*” da *PWT* para cada período e tendo como ano-base o ano de 2000.

Para os controles de capital humano, utiliza-se a média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais. Esta informação, originalmente, é fornecida pela Unesco em seus *Statistical Yearbooks*. Todavia, é utilizada a compilação feita por Barro e Lee (2000) a partir dos dados publicados pela instituição citada.

Alguns ajustes importantes tiveram de ser feitos para suprir problemas com as bases utilizadas. Para os dados de taxa de crescimento do produto interno bruto *per capita*, alguns países ainda não têm disponíveis os dados referentes a 2004 na *PWT* versão 6.2. Portanto, a taxa calculada para estes países vai até o ano de 2003. Alguns outros países não têm como dado inicial da série o ano previamente estabelecido (1990 para o período de 1990 a 2004, 1995 para o período de 1995 a 2004 etc.). Assim, se o país tivesse a série de produto interno bruto *per capita* de começando em 1991, atribuiu-se à taxa média de crescimento de 1990 a 2004 a taxa média de crescimento de 1991 a 2004. Foi feito o mesmo para países cuja primeira observação disponível da série começasse até 1993. Este procedimento foi aplicado

⁷ Considerando que Irlanda do Norte faz parte do Reino Unido; que Taiwan integra a China e que Porto Rico integra os Estados Unidos.

⁸ Volta-se a tratar destas variáveis com mais detalhes na seção metodológica.

aos países: Bulgária, Geórgia, Letônia, Lituânia, Moldávia e Ucrânia. Procedimento análogo foi feito para o preço dos bens de investimento.

Em geral, os países do Leste Europeu e da antiga União Soviética são os que apresentam mais problemas com relação a suas informações. Nos primeiros anos da década de 90 houve mudanças na metodologia das contas nacionais e de coleta de preços, causando grandes pulos nas informações nesse período. Desta forma, o procedimento citado anteriormente de analisar a taxa de crescimento econômico a partir de 1991, 1992 ou 1993, pode evitar esses anos *outliers*. O mesmo ocorre para os dados de educação desses países.

Os dados de educação para a Rússia em 1990 e 1995 são os que estão classificados em Barro e Lee (2000) como União Soviética – uma vez que a Rússia era a maior das repúblicas e considerando que em 1995 a União não mais existia. A informação de escolaridade para a Nigéria em 1990 é, na verdade, do banco de dados *DHS Data on Education Indicators* do Banco Mundial. Outras informações utilizadas são as medidas de fracionalização étnica, apresentadas por Alesina et al. (2003), que serão mais detalhadas na seção metodológica.

2.2 Estatísticas Descritivas

Como a variável de interesse deste estudo é o nível de confiança, a Tabela 1 mostra esta informação para um grupo selecionado de países, por rodada. Cada informação corresponde ao percentual de entrevistados que respondeu que “as pessoas, de modo geral, podem ser confiadas”.

Tabela 1 – Nível de confiança por rodada para alguns países selecionados

País/região	rodada				Média	País/região	rodada				Média
	1	2	3	4			1	2	3	4	
África do Sul	.	28,26	18,22	11,75	19,15	Indonésia	.	.	.	51,64	51,64
Arábia Saudita	.	.	.	53,04	53,04	Iraque	.	.	.	47,60	47,60
Argentina	27,01	23,31	17,53	15,39	20,41	Irlanda	41,57	47,37	.	35,81	41,56
Austrália	47,81	.	39,89	.	42,86	Itália	25,36	34,15	.	32,63	31,38
Brasil	.	6,66	2,80	.	5,15	Japão	40,76	41,71	45,96	43,06	42,83
Canadá	49,08	52,42	.	38,85	46,24	México	.	33,45	31,15	21,35	29,03
Chile	.	22,70	21,91	22,78	22,51	Nigéria	.	23,21	17,73	25,59	21,99
China	.	60,30	52,32	54,52	55,23	Países Baixos	43,6	53,1	.	59,8	51,62
Coréia do Sul	38,02	34,17	30,31	27,33	32,18	Paquistão	.	.	20,57	30,83	28,08
Espanha	34,42	34,28	29,75	36,25	34,24	Peru	.	.	5,02	10,67	8,15
EUA	40,45	51,51	35,63	35,84	41,52	Portugal	.	21,43	.	10,05	16,22
Filipinas	.	.	5,54	8,38	6,96	Reino Unido	43,90	43,58	31,04	29,75	37,85
Finlândia	.	62,72	48,81	58,00	55,59	Rússia	.	37,46	23,94	23,73	27,94
França	23,95	22,79	.	22,24	22,92	Suécia	56,74	66,10	59,67	66,31	62,32
Índia	.	35,43	37,87	40,99	37,90	Turquia	.	9,98	6,50	15,74	12,62

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do WVS.

Nível de confiança variando de 0 a 100%. As informações marcadas com um ponto indicam que o *survey* não foi feito

De modo geral, podem-se notar alguns padrões. Os países escandinavos e do sudeste asiático apresentam um alto nível de confiança; e os países latino-americanos e africanos apresentam baixos valores. Todavia, existe grande dispersão dos dados se considerarmos os continentes. O Brasil tem índices extremamente baixos de confiança, assim como Peru, Filipinas e Turquia. Esta tabela mostra que deve haver alguma correlação entre a confiança e o nível de renda do país.

Alguns fatores que podem afetar a probabilidade do indivíduo dizer que confia nas outras pessoas, e, por conseguinte, afetar o nível de confiança da sociedade são: a religião, o gênero, idade, o

nível de educação, o nível de renda, estado civil, situação empregatícia, etnia etc. Assim, a Tabela 2, analisa o nível de confiança segundo uma divisão por nível de renda, para observações de todos os países.

Tabela 2 – Nível de confiança, desvio-padrão e número de respondentes por nível de renda domiciliar e rodada

Nível de renda	rodada				Total
	1	2	3	4	
Baixo	34,73	29,42	23,50	26,06	26,74
	47,62	45,57	42,40	43,89	44,26
	6067	16149	22726	28373	73315
Médio	41,40	32,85	25,40	28,44	29,77
	49,26	46,97	43,53	45,11	45,73
	6536	20819	22453	30700	80508
Alto	45,31	38,71	27,88	31,85	33,32
	49,78	48,71	44,84	46,59	47,14
	5011	14885	19217	24679	63792
Média	40,1	33,4	25,4	28,6	29,8
Desvio-padrão	49,0	47,2	43,6	45,2	45,7
Número de respondentes	17614	51853	64396	83752	217615

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do WVS.

Tabela 3 – Nível de confiança, desvio-padrão e número de respondentes por nível de educação e rodada*

Nível de educação	rodada			Total
	2	3	4	
Inferior	22,16	22,19	25,63	24,16
	41,54	41,56	43,66	42,81
	3252	24272	37323	64847
Intermediário	24,84	23,94	27,29	25,74
	43,22	42,68	44,55	43,72
	4577	32408	40218	77203
Superior	33,86	30,30	35,68	33,24
	47,33	45,96	47,91	47,11
	2831	16166	18989	37986
Média	26,1	24,7	28,2	26,7
Desvio-padrão	43,9	43,1	45,0	44,2
Número de respondentes	10660	72846	96530	180036

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do WVS.

* A variável para educação não foi incluída no questionário da primeira rodada e, na segunda rodada, a informação está disponível apenas para África do Sul, Brasil, Coreia do Sul, Nigéria, Suíça e Turquia.

Observa-se, na Tabela 2, que o nível de confiança é maior para as classes de renda mais alta. Uma possível explicação para o menor nível de confiança nas classes de renda menor esteja no fato de

que pessoas de renda mais baixa, por estarem mais próximas ao nível de subsistência, provavelmente, defrontam-se, mais vezes, com a escolha entre “moral” e “trapaça” que pessoas de renda mais alta. Isso levaria a um equilíbrio onde as pessoas de renda mais baixa teriam um menor nível de confiança. Contudo, o elevado desvio-padrão apresentado pelas informações da tabela impede qualquer inferência de que o nível de confiança seja diferente entre as classes.

Como renda e educação são variáveis tradicionalmente correlacionadas, a Tabela 3 apresenta o nível de confiança segundo uma divisão pelo nível educacional do entrevistado nos diversos países. Observa-se que, independentemente da rodada, há uma relação positiva entre educação e confiança. Esta relação, entretanto, não é linear. A diferença de confiança entre os níveis inferior e médio de educação é de, aproximadamente, 2 pontos percentuais e, entre os níveis médio e superior, é de 8 pontos percentuais.

Nota-se também, nestas duas últimas tabelas, uma tendência de queda do valor da confiança ao longo do tempo, embora da terceira para a quarta rodada o nível médio de confiança tenha aumentado levemente. Isto pode ser efeito da inclusão de países com baixo nível de confiança, pois nas primeiras rodadas havia uma concentração, na pesquisa, de países integrantes da *OECD* (*Organization for Economic Co-operation and Development*).

3 Metodologia

O trabalho será dividido em dois aspectos: um que será chamado de “macro”, e outro que será chamado de “micro”.

Macro

Este enfoque avalia o efeito da confiança sobre a taxa de crescimento econômico. Para tal, é necessário construir a variável de confiança. Ela é obtida a partir da pergunta do questionário do WVS: “De maneira geral, você diria que se pode confiar nas pessoas, ou que se precisa de bastante cuidado ao lidar com as pessoas?”⁹. Chamando por *trust* o nível de confiança das pessoas de determinado país, ele é determinado pelo percentual de pessoas que respondem na pergunta acima que a maior parte das pessoas pode ser confiada, após excluir as respostas “não sei” (utilizando a ponderação fornecida pelo próprio banco de dados).

O primeiro modelo estimado é feito por mínimos quadrados ordinários (MQO) utilizando a seguinte especificação:

$$g_i = \beta_1 PIB_{i,t-1} + \beta_2 PI_{i,t-1} + \beta_3 educa_{i,t-1} + \beta_4 trust_{i,t-1} + \beta_5 frac_i + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

em que:

g = taxa média de crescimento do produto interno bruto real *per capita* no período

PIB = produto interno bruto *per capita* (no início do período)

PI = preço real dos bens de investimento em relação ao preço dos bens de investimento para os Estados Unidos (no início do período)

educa = anos médios de estudo para a população acima de 25 anos.

trust = nível de confiança no início do período.

⁹ Do original: “Generally speaking, would you say that most people can be trusted, or that you can’t be too careful in dealing with people?”

$frac$ = fracionalização étnica

i = índice indicando o país

A equação (3.1) é estimada para g nos seguintes períodos: 1980 a 2004, 1990 a 2004 e 1995 a 2004. Também é estimado um modelo para o período de 1995 a 2004, que considera o primeiro *trust* disponível (esteja ele na rodada 2 ou na rodada 3). O objetivo é o aumento do número de observações na regressão e o pressuposto do procedimento é que *trust* manteve-se constante no período de 1990 a 1995.

As variáveis são avaliadas no início de cada um destes períodos considerados, sendo, portanto, pré-determinadas – o que reduz possíveis problemas de endogeneidade. A exceção fica para a variável *frac* que é fixa para todos os períodos. Esta variável é o índice de fracionalização étnica, calculado por Alesina et al. (2003), e que serve como *proxy* para a heterogeneidade da população. Pode-se entendê-la como a probabilidade de que dois indivíduos aleatoriamente selecionados dentro de determinada população pertençam a diferentes etnias. Os autores mostram que esta variável é importante para explicar o crescimento econômico. Um dos porquês disto é que em países com alta diversidade étnica deve haver maior discordância em relação às escolhas de políticas públicas, escondendo, muitas vezes, uma competição *rent seeker*, onde os diferentes grupos buscam políticas que lhes favoreçam. Isto levaria a uma dificuldade de implementar políticas pró-crescimento. Todavia, não há porque acreditar que ela tenha muita variabilidade em um período de, no máximo, duas décadas; não havendo razão para preocupações adicionais em relação a ser pré-determinada ou não.

Pela simplicidade do modelo utilizado para explicar uma variável com tantos determinantes como o crescimento econômico, é bastante possível que apareçam *outliers*, obtendo estimativas enviesadas dos coeficientes. Visando uma correção para este problema, utiliza-se o algoritmo de *least trimmed squares* (*LTS*). Este algoritmo procura primeiramente a parcela da amostra (entre 50% e 90%) minimizadora da soma do quadrado dos resíduos do modelo de mínimos quadrados ordinários. Encontrada essa parcela, estima-se uma regressão de mínimos quadrados tal que, aquela observação que superar uma determinada quantidade de desvios-padrão (em geral 2,5 ou 3) da reta ajustada é considerada um *outlier*.

Para inferência, uma vez que o *LTS* possui baixa eficiência em pequenas amostras¹⁰, é utilizado o procedimento de *RLS* (*Reweighted Least Squares*), como sugerido por Rousseeuw (1984, p.876), dando peso zero às observações identificadas como *outliers* pelo *LTS* e reestimando o modelo por mínimos quadrados com erros-padrão robustos.

Por ser uma variável feita por um questionário subjetivo, há uma importante fonte de erro de medida em *trust*. Além disto, permanece a questão sobre a endogeneidade de simultaneidade entre a confiança e crescimento econômico, ou entre a confiança e a renda *per capita* do país. Então são utilizadas como instrumentos as variáveis *proud* e *fight*, descritas a seguir.

A variável *proud* foi construída pela pergunta do *World Values Survey*: “O quanto você se orgulha de ser [nacionalidade]?”¹¹. Os entrevistados podiam responder: a) muito, b) razoavelmente, c) pouco, d) nada, e) não sei¹². Assim, a variável *proud* é a proporção de entrevistados para cada país e cada rodada que responderam ‘a’ ou ‘b’ (desconsiderando as respostas ‘não sei’).

A variável *fight* é a proporção de indivíduos que responderam afirmativamente à pergunta do *WVS*: “Naturalmente, ninguém quer que aconteça uma guerra; mas se isso acontecesse, o Sr.(a) estaria

¹⁰ Como salientado por Sturm, Haan (2005, p.600).

¹¹ Do original: “How proud are you to be [nationality]?”.

¹² Do original: *proud, quite proud, not very proud, not at all proud e I don't know.*

disposto a lutar pelo seu país?”¹³. Como para a variável *trust*, as variáveis *fight* e *proud* foram construídas utilizando a ponderação fornecida pelo banco de dados.

Estas variáveis são utilizadas como instrumentos supondo-se que o orgulho de seu país e a disposição a lutar por ele relacionem-se mais ao patriotismo e nacionalismo, sendo, portanto, não afetados diretamente pelo crescimento econômico e pelo momento que o país esteja passando. Além disto, estes estão correlacionados com a confiança por fatores históricos. Países heterogêneos em suas origens levariam a um menor patriotismo e nacionalismo no futuro, porque isto seria sinônimo de diversidade de interesses. Isto, por sua vez, levaria à construção de instituições ruins, gerando insatisfação de muitos dos habitantes com suas próprias instituições.

Micro

A variável *trust*, no modelo macro, foi criada a partir de uma pergunta de um banco de microdados. Desta forma, sabemos qual a resposta de cada indivíduo acerca da confiança em outrem e as características deste indivíduo. Pode-se questionar, então, quais os fatores determinantes do indivíduo responder que confia em outras pessoas ou não. Para tal, utiliza-se um modelo *probit*, cujas variáveis explicativas são: escolaridade, etnia, sexo, idade, renda, situação empregatícia, estado civil, religião, país, dentre outras. Todas essas variáveis citadas estão disponibilizadas no WVS. A especificação é:

$$\begin{aligned} \Pr(y = 1 | Z) &= \Phi(Z) \\ Z_i &= \alpha_i + \beta_1 \text{educa} + \beta_2 \text{mulher} + \beta_3 \text{renda} + \beta_4 \text{etnia} + \beta_5 \text{idade} + \beta_6 \text{est_civil} + \\ &+ \beta_7 \text{sit_empreg} + \beta_8 \text{relig} + \beta_9 X_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3.2)$$

em que y é a resposta do indivíduo acerca da confiança em outras pessoas, sendo 1 em caso positivo e 0 em caso negativo e Φ é a função de distribuição cumulativa normal padronizada.

A variável de nível educacional é criada a partir da pergunta: “Qual o maior nível educacional que você obteve?”¹⁴. As respostas possíveis vão desde educação elementar incompleta a superior completo, num total de oito. A partir destas respostas, há uma recodificação desses níveis, onde os três primeiros níveis são codificados como ‘inferior’, os três subseqüentes são codificados como ‘intermediário’ e as duas últimas como ‘superior’. Cabe salientar que o grande número de observações faltantes para esta variável obriga a considerar, para a estimação do *probit*, apenas as rodadas 3 e 4, nas quais este problema é pequeno¹⁵.

A variável de nível de renda foi criada a partir da pergunta: “Gostaríamos de saber em que nível de renda seu domicílio está, considerando todos os salários, pensões e outras rendas. Apenas dê a letra do grupo no qual seu domicílio se enquadra, antes de pagar os impostos e outras deduções”¹⁶. Para cada país existem dez faixas de renda (decis) nas quais o indivíduo escolhe aquela à qual o seu domicílio pertence. Analogamente ao caso da variável para a educação, cada país tem sua moeda e, portanto, o questionário

¹³ Do original: “Of course, we all hope that there will not be another war, but if it were to come to that, would you be willing to fight for your country?”.

¹⁴ Do original: “What is the highest educational level that you have attained?”. Há a ressalva de que se o entrevistado é estudante, o valor computado é o maior nível educacional que ele está em vias de alcançar.

¹⁵ Nas rodadas 1 e 2 a parcela de observações faltantes são de 100% e 81,5%, respectivamente; enquanto para as rodadas 3 e 4 esta parcela é de 3,7% e 0,8%, respectivamente.

¹⁶ Do original: “Here is a scale of incomes. We would like to know in what group your household is, counting all wages, salaries, pensions and other incomes that come in. Just give the letter of the group your household falls into, before taxes and other deductions”.

teria que encontrar uma forma pela qual as respostas de indivíduos de diferentes países fossem comparáveis entre si. Todavia, como a diferença no nível de renda dos países é muito grande, a escala de renda para classificar os domicílios não podia ser a mesma para todos os países, pois para alguns países a população estaria bem distribuída entre os decis, mas para outros, grande parte da população estaria no decil inferior de renda, por exemplo. Assim, a variável de nível de renda utilizada neste trabalho é uma recodificação desta variável em três níveis: baixo, médio e alto – que visa colocar o mesmo percentual da amostra em cada um dos três níveis¹⁷.

Para a construção das variáveis de religião foram consideradas inicialmente as religiões que tivessem representação acima de 1% nas rodadas 3 e 4 e que não fossem excessivamente regionais. Os grupos criados foram: judeus, protestantes, católicos ortodoxos, hindus, evangélicos, muçulmanos e budistas e católicos romanos, sendo estes últimos a categoria de referência.

As variáveis de estado civil são: casado (referência), coabitam, divorciado, separado, viúvo e nunca se casou. Para situação empregatícia há: trabalhador em tempo integral (referência), meio-período, autônomo, aposentado, dona-de-casa, estudante, desempregado e outras situações.

Além das variáveis do WVS, há as variáveis de X, que são todas definidas em nível não-individual, como o PIB *per capita* do país, se o país foi ex-comunista, a rodada em que foi feita a pesquisa, e o índice de fracionalização étnica utilizado no modelo macro. O objetivo destas variáveis é captar variações externas ao indivíduo e que possam afetar sua propensão a confiar nas outras pessoas.

Este enfoque micro, também é indicativo do tamanho do problema de endogeneidade da variável *trust* no modelo macro, uma vez que ele reverte a causalidade entre confiança e renda suposta no modelo macro. Este exercício é refeito para o caso brasileiro, utilizando as rodadas 2 e 3 do WVS (o Brasil não está na quarta rodada).

4 Resultados

Esta seção está subdividida em duas subseções: uma apresentando os resultados do “modelo macro” descrito na metodologia, e outra apresentando os resultados do “modelo micro”.

4.1 Macro

A Tabela 4 apresenta os resultados de MQO para os três períodos considerados. Cabe salientar que, para cada modelo, foram utilizados somente aqueles países que tivessem valores observados para *trust*, o que implica que são apenas os países que participaram das rodadas do WVS cujo primeiro ano equivalha ao primeiro ano do período de crescimento considerado.

No caso da regressão (4), com o objetivo de aumentar o número de observações, foram também incluídos os países que, embora não estivessem na rodada 3 (1995), estavam necessariamente na rodada anterior (1990). O pressuposto de se fazer isto é o de que o nível de confiança do país manteve-se constante no período (entre 1990 e 1995). Isso pode ser considerado verdade quando se observa que a correlação da confiança entre 1990 e 1995 para os países que estavam em ambas as rodadas – totalizando trinta e um países – é de 0,9233 e significativa a 1%.

A pouca significância dos parâmetros no modelo (1) está associada ao pequeno número de observações. Mas há resultados interessantes para os demais modelos.

¹⁷ Na Tabela 2 podemos ver que a distribuição dos entrevistados por nível de renda é um número próximo a 33% (equivalente a 72540 observações).

Tabela 4 - Regressão de MQO para o crescimento econômico em três períodos diferentes

Variável	(1)		(2)		(3)		(4)	
	1980-2004		1990-2004		1995-2004		1995-2004§	
Preço dos bens de investimento	-0,0166 (-0,83)	-0,0164 (-0,77)	-0,01279 (-1,6)	-0,00947 (-1,54)	-0,019* (-1,96)	-0,0126 (-1,37)	-0,0128* (-1,75)	-0,0103 (-1,47)
PIB <i>per capita</i> inicial	-0,0001 (-1,4)	-0,0001 (-0,74)	-0,0001** (-2,29)	0,00004 (0,7)	-0,0001 (-1,39)	0 (0,75)	-0,0001** (-2,42)	0 (0,88)
Anos médios de estudo da população adulta	0,0214 (0,13)	0,0234 (0,14)	-0,0799 (-0,56)	-0,02545 (-0,2)	0,0959 (0,83)	0,1056 (0,98)	0,0386 (0,5)	0,0717 (0,95)
Confiança no início do período	0,0302 (1,4)	0,035 (0,38)	0,0631*** (2,85)	0,1184*** (3,6)	0,0683*** (3,29)	0,1178*** (5,44)	0,0699*** (4,34)	0,1213*** (7,6)
Fracionalização étnica	-0,0089 (-0,88)	-0,009 (-0,89)	-0,0199** (-2,36)	-0,01545* (-1,9)	-0,0196* (-1,86)	-0,0197** (-2,05)	-0,0215*** (-3,33)	-0,0168*** (-2,99)
Confiança * PIB <i>per capita</i> inicial		-3,21E-07 (-0,06)		-4,1E-06** (-2,31)		-4,3E-06*** (-3,19)		-4E-06*** (-4,35)
Constante	5,056*** (3,04)	4,863 (1,34)	3,873*** (4,14)	1,29633 (1)	3,171*** (2,54)	1,2685 (1,02)	3,085*** (3,93)	1,0024 (1,15)
N	20	20	41	41	39	39	50	50
R²	0,5037	0,5039	0,4545	0,5097	0,4906	0,5707	0,4828	0,5696
F	1,27	1,19	3,92	7,3	5,48	9,07	9,53	26,92
Prob > F	0,3291	0,3701	0,0063	0	0,0009	0	0	0

Fonte: elaboração própria a partir de dados do WVS, PWT, Barro e Lee (2000) e Alesina et al. (2003).

*, **, ***: significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

§: utilizando a primeira informação de confiança disponível (1990 ou 1995)

N: número de países em cada regressão.

Estatísticas *t* (com erros-padrão robustos) entre parênteses. Variável dependente: taxa anual média de crescimento econômico no período considerado.

Espera-se, segundo os modelos de Solow, que países com maior PIB *per capita* cresçam menos que países com baixo PIB *per capita*, havendo, então, uma convergência nos produtos e nas taxas de crescimento. Isto foi confirmado pelos modelos pelos sinais negativos obtidos para a variável PIB *per capita*. Pelos coeficientes estimados, aumentos de \$1000 no PIB *per capita* decresceriam a taxa anual média de crescimento econômico em 0,1 ponto percentual.

Também se esperava que maiores preços dos bens de investimento diminuíssem o crescimento. O coeficiente foi significativo a 5% no modelo (3) e a 10% no modelo (4). Não se esperava, entretanto, a pouca significância da variável de educação. As hipóteses do por que isto ocorreu ficam entre o pequeno número de observações ou que ela seria uma *proxy* fraca para capital humano. A variável é muito correlacionada tanto com *trust* quanto com o PIB *per capita*, fazendo com que com poucas observações seu efeito perca significância.

Incluiu-se também um modelo apresentando uma interação entre o nível de confiança e o PIB *per capita*, pois é possível que a confiança seja mais importante para o crescimento econômico nos países pobres, onde ela é mais escassa. Este efeito mostrou-se significativo e melhorou o ajuste dos modelos. Para visualizar a importância do efeito, supondo dois países que tenham um renda *per capita* de \$5000 e \$20000 em 1995, se houver um aumento da ordem de dez pontos percentuais em *trust* para ambos, o crescimento anual médio se elevaria a 0,967 pontos percentuais no país mais pobre e em 0,308 pontos percentuais no país mais rico.

Já a confiança (*trust*) mostra-se significativa e com um impacto considerável. Os resultados para os períodos de 1990 a 2004 e 1995 a 2004 mostram que aumentos de dez pontos percentuais no nível de confiança (que está numa escala de 0 a 100) provocam aumentos na taxa de crescimento econômico anual da ordem de 0,7 pontos percentuais, aproximadamente. A inclusão da variável de fracionalização étnica, que se mostrou significativa e com o sinal esperado¹⁸, pouco alterou o tamanho do efeito da variável de confiança.

Para verificar este efeito de *trust* no crescimento econômico, há que se considerar a presença de *outliers*. Após a identificação destes *outliers* utilizando o *LTS* (considerando *outliers* as observações distante em 2,5 desvios-padrão da distribuição da média condicional da variável dependente), reestimou-se o MQO dando peso zero a estas observações – por vezes chamado de *RLS*. Os resultados estão na Tabela 5, a seguir.

Tabela 5 - Efeitos do nível de confiança no crescimento econômico com a retirada de outliers

Período	Variável dependente: taxa anual média de crescimento do PIB <i>per capita</i> no período considerado				
1990-2004	0,0631*** (2,85)	0,0335** (2,12)	0,0243* (1,84)	0,0249* (1,91)	0,0274** (2,1)
Excluídos		China	China, Irlanda	China, Irlanda, Bulgária	China, Irlanda, Bulgária, Rússia
R²	0,4538	0,2509	0,2446	0,2913	0,433
Prob > F	0,0064	0,0134	0,0463	0,0192	0,0008
1995-2004	0,0683*** (3,29)	0,0656*** (3,28)	0,0645*** (3,15)	0,0615*** (3,14)	
Excluídos		Uruguai	Venezuela	Uruguai Venezuela	
R²	0,4906	0,5297	0,4982	0,5483	
Prob > F	0,0009	0,0006	0,0012	0,0007	
1995-2004§	0,0699*** (4,34)	0,0675*** (4,32)	0,0668*** (4,21)	0,0642*** (4,05)	0,059*** (3,88)
Excluídos		Uruguai	Venezuela	Irlanda	Uruguai, Irlanda Venezuela
R²	0,4828	0,5084	0,4842	0,5085	0,5627
Prob > F	0	0	0	0	0

*, **, ***: significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

§: utilizando a primeira informação de confiança disponível (1990 ou 1995)

Fonte: elaboração própria, a partir de dados das *PWT*, *WVS*, Barro e Lee (2000) e Alesina et al. (2003). São apresentados os coeficientes da variável *trust* para os diferentes períodos. Estatísticas *t* (com erros-padrão robustos) entre parênteses.

Nota-se que o efeito da confiança no crescimento foi sendo enfraquecido à medida que os *outliers* são excluídos. No período de 1990-2004 o efeito é tal que a aumentos de dez pontos percentuais

¹⁸ No modelo (3), por exemplo, se a fracionalização étnica diminuir em 10 pontos percentuais, a taxa anual de crescimento econômico aumenta em 0,2 pontos percentuais.

aumentam em 0,27 pontos percentuais a taxa de crescimento média anual, enquanto para o período de 1995-2004 o aumento é de 0,6 pontos percentuais, aproximadamente. Em suma, confirma-se o maior crescimento por parte de países com maior nível de confiança; porém, a estimativa é sensível a *outliers*.

Tabela 6 – Estimações com utilização de instrumentos para *trust*

Primeiro estágio (var. dependente: <i>trust</i>)						
Variável	1990-2004		1995-2004		1995-2004§	
	(1)	(2) ^a	(3)	(4) ^a	(5)	(6) ^a
Preço dos bens de investimento	0,0846 (1,08)	0,1421* (2,01)	0,0326 (0,42)	0,0326213 (0,41)	-0,0096 (-0,1)	-0,028766 (-0,29)
PIB <i>per capita</i> inicial	0,0006 (1,24)	0,0006 (1,23)	0,00095** (2,21)	0,00097** (2,21)	0,00105** (2,26)	0,00117** (2,44)
Anos médios de estudo da população adulta	1,3173 (0,75)	2,2610 (1,47)	0,1851 (0,14)	0,0878977 (0,06)	1,3906 (1,15)	1,048039 (0,83)
Fracionalização étnica	-0,1204 (-1,1)	-0,0314 (-0,42)	-0,1656 (-1,68)	-0,155224 (-1,5)	-0,0883 (-0,89)	-0,055739 (-0,55)
<i>proud</i>	0,1595 (0,51)	0,5113* (1,99)	-0,1925 (-0,94)	-0,182153 (-0,88)	-0,0635 (-0,3)	-0,096873 (-0,44)
<i>fight</i>	0,2592 (1,31)	0,0907 (0,55)	0,2229 (1,55)	0,2299602 (1,49)	0,2664** (2,1)	0,29** (2,15)
Constante	-21,9914 (-0,71)	-57,2** (-2,44)	17,1824 (0,62)	16,06947 (0,58)	-3,3821 (-0,12)	-0,204907 (-0,01)
F	5,86	7,73	5,75	4,56	9,88	8,78
Prob >F	0,0004	0,0001	0,0006	0,003	0	0
Segundo estágio (var. dependente: taxa média de crescimento econômico)						
Variável	1990-2004		1995-2004		1995-2004§	
	(1)	(2) ^a	(3)	(4) ^a	(5)	(6) ^a
<i>trust</i>	0,1122** (2,48)	0,08294** (2,5)	0,1870* (1,82)	0,13502* (1,66)	0,1168** (2,02)	0,1117** (2,38)
Preço dos bens de investimento	-0,01804 (-1,51)	-0,0173* (-1,81)	-0,02112* (-1,92)	-0,025*** (-3,11)	-0,0114 (-1,62)	-0,017*** (-2,88)
PIB <i>per capita</i> inicial	-0,00011* (-1,93)	-0,0001** (-2,36)	-0,00017* (-1,7)	-0,00011 (-1,26)	-0,00013** (-2,39)	-0,00011** (-1,98)
Anos médios de estudo da população adulta	-0,19826 (-1,02)	-0,02145 (-0,13)	0,0059 (0,03)	-0,05386 (-0,38)	-0,0651 (-0,45)	-0,13552 (-1,17)
Fracionalização étnica	-0,01337 (-1,25)	-0,00826 (-1,17)	0,0060 (0,3)	0,00066 (0,04)	-0,01715* (-1,86)	-0,0114* (-1,71)
Constante	3,4325*** (2,66)	2,7512** (2,51)	1,10337** (0,52)	2,85743 (1,57)	2,6982** (2,37)	3,4937*** (3,27)
N	36	32	34	32	41	38
F	8,52	4,71	2,18	4,07	8,9	8,79
Prob > F	0	0,0034	0,0848	0,0073	0	0
Teste de Sobreidentificação	0,7	0,042	0,132	0,365	0,017	0,017
p-valor	0,4029	0,84	0,7164	0,5459	0,8974	0,896

*, **, ***: significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

§: utilizando a primeira informação de confiança disponível (1990 ou 1995)

^a: modelo excluindo as observações tidas como *outliers* na Tabela 5

Estatísticas *t* (com erros-padrão robustos) entre parênteses.

Fonte: elaboração própria, a partir de dados das PWT, WVS, Barro e Lee (2000) e Alesina et al. (2003).

O passo seguinte avalia as estimativas do modelo, utilizando variáveis instrumentais para *trust*. São apresentados os resultados obtidos com e sem os *outliers* identificados no *LTS*. O que se nota é que os coeficientes para esta variável são superestimados com os *outliers*, mas também sem eles. Os coeficientes estimados com a utilização de variáveis instrumentais foram bem diferentes daqueles do MQO. Isto pode ser mostra de que os instrumentos são fracos, potencializando o viés assintótico.

Nos testes de sobreidentificação, não se pôde rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos não são correlacionados com o erro estrutural. A estatística calculada é a J de Hansen – uma variação do teste de Sargan com correção para heteroscedasticidade – e que tem distribuição assintótica χ^2 com graus de liberdade equivalendo ao número de instrumentos utilizados menos o número de regressores supostamente endógenos. Todavia, o próprio teste é afetado caso os instrumentos sejam fracos.

A realização de um teste F (não apresentado na tabela) para os primeiros estágios só aceita que os coeficientes de *proud* e *fight* são diferentes de zero no período de 1990-2004. Para os modelos (1) e (2), obteve-se um p-valor para o teste F de 0,0547 e 0,0274, respectivamente. No período de 1995 a 2004, a 10% de significância, não se pôde rejeitar que os coeficientes dos instrumentos são zero; e, portanto, não correlacionados com *trust*. Neste caso, os testes de sobreidentificação estariam comprometidos, deixando dúvidas acerca das estimativas obtidas por mínimos quadrados em dois estágios.

4.2 Micro

Primeiramente foi estimado um modelo *probit* incluindo como variáveis explicativas as *dummies* de renda, religião, escolaridade, gênero, idade, estado civil, situação empregatícia, e as variáveis *X* em (3.2): a rodada, a fracionalização étnica do país (*frac*), uma *dummy* para se o país já foi socialista e uma *dummy* de país, visando captar efeitos observados e não-observados de cada país.

Foram obtidos coeficientes significativos para as variáveis de *X*. Porém, foi obtido um sinal não esperado para a fracionalização étnica – que sugeria que uma maior heterogeneidade no país levaria a uma maior propensão a confiar nas outras pessoas: um resultado julgado contra-intuitivo, considerando as hipóteses formuladas antes.

Imaginou-se então a possibilidade de que a *dummy* de país estivesse captando a renda *per capita* do mesmo. Se esta última variável explicar, de fato, a propensão a confiar nas outras pessoas, ela estaria dando um forte indício de endogeneidade no modelo macro, além de poder enviesar os coeficientes do *probit* caso omitida. Todavia, sua inclusão fez com que todas as variáveis em *X* tornassem-se não significativas, inclusive elas mesmas, apesar de haver um aumento do poder explicativo, o que é indício de multicolinearidade. A estratégia, então, passou a ser: retirar as *dummies* de país, mantendo a variável de PIB *per capita*, o que trouxe os coeficientes de volta à significância, e agora obtendo os sinais esperados.

Sob esta especificação, estimaram-se os resultados para as três faixas de renda separadamente, pois realizando um teste de razão de verossimilhança de que os coeficientes para as diferentes faixas de renda são os mesmos, rejeitou-se esta hipótese a 1%, obtendo uma estatística χ^2 de 158.99 e p-valor igual a zero. Estes resultados são apresentados na Tabela 7, a seguir.

Os modelos (1), (2) e (3) são os modelos especificados para cada faixa de renda separadamente, e o modelo (4) tem todas elas conjuntamente. É interessante observar que o desemprego é significativo somente para a faixa de renda inferior. Isto deve se relacionar ao fato de que o desemprego é um problema mais sério nos estratos inferiores da sociedade que nos estratos superiores.

Para as variáveis de religião, tendo como categoria de referência a religião católica romana, obteve-se que os protestantes, hindus e muçulmanos têm uma propensão a confiar maior. Em ‘outrarelig’

estão várias outras religiões, algumas demasiadamente locais, e que foram agregadas todas nesta *dummy*. Como se sabe, as religiões apresentam certa distribuição geográfica e, podem, portanto, estar captando os efeitos das *dummies* de país, que não estão presentes nos modelos (1) a (4). Porém, no modelo (5) – com as *dummies* de país – ao se fazer o exercício de retirar as *dummies* de religião observa-se que o modelo fica praticamente inalterado em significância dos coeficientes.

Tabela 7 - Efeitos Marginais de um *probit* por faixas de renda

Variável	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	faixa de renda		faixa de renda		faixa de renda		todas as faixas		todas as faixas	
	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor
rodada4 ^a	-0,021***	0	-0,01***	0,002	0,0017	0,805	-0,0111***	0,002	0,0069	0,151
coabitam ^a	-0,0203	0,142	0,0275	0,681	0,0247	0,201	0,0082	0,364	-0,0035	0,71
divorciado ^a	0,0003	0,983	0,0290	0,328	0,0310	0,149	0,0086	0,37	-0,0006	0,946
separado ^a	-0,0009	0,965	0,0312	0,102	-0,0399	0,194	-0,0027	0,852	0,0048	0,75
viúvo ^a	-0,0061	0,544	0,0057	0,446	0,0452*	0,051	0,0000602	0,994	0,0027	0,729
nuncacassou ^a	0,0090	0,35	-0,0029	0,321	-0,0007	0,953	-0,0004	0,942	0,0067	0,257
faixaeduca2 ^a	0,0047	0,494	0,0018	0,544	-0,0026	0,796	-0,0002	0,963	0,0035	0,425
faixaeduca3 ^a	0,0324***	0,006	0,0329***	0	0,0479***	0	0,0388***	0	0,0418***	0
mulher ^a	-0,0124*	0,07	-0,0086*	0,099	0,0007	0,929	-0,0071*	0,074	-0,0108***	0,007
idade	0,0011	0,327	0,0000306	0,476	0,0026	0,123	0,0013*	0,088	0,0015**	0,05
idade ²	-3,32E-06	0,775	2,25E-06	0,531	-1,96E-05	0,299	-7,84E-06	0,334	-1,15E-05	0,158
meio período ^a	0,0152	0,257	0,0449***	0,004	0,0363**	0,013	0,0328***	0	0,0271***	0
autônomo ^a	-0,0123	0,279	0,0231	0,414	-0,0073	0,52	0,0034	0,605	-0,0032	0,626
aposentado ^a	-0,0220*	0,053	-0,0025	0,567	-0,0232	0,141	-0,0171**	0,019	-0,0117	0,114
dona-de-casa ^a	-0,018*	0,091	0,0008	0,114	-0,0034	0,79	-0,0083	0,197	0,0087	0,189
estudante ^a	0,0446***	0,005	0,0305	0,273	0,0222	0,132	0,0272***	0,001	0,0097	0,237
desempregado ^a	-0,039***	0	-0,0234	0,173	-7,44E-05	0,996	-0,0261***	0	-0,0188***	0,005
outrasituação ^a	0,0278	0,172	0,0596**	0,026	-0,0105	0,684	0,0285**	0,03	0,033**	0,015
budista ^a	0,0102	0,732	0,0197	1	0,0204	0,505	0,0165	0,347	0,0105	0,609
evangélico ^a	0,0002	0,994	-0,0733*	0,057	-0,0021	0,955	-0,0258	0,103	-0,0044	0,793
hindu ^a	0,2218***	0	0,2247	0,912	0,2298***	0	0,224***	0	0,0236	0,124
judeu ^a	0,0408	0,54	0,0288	0,758	0,0099	0,851	0,0323	0,347	0,0285	0,4
ortodoxo ^a	0,0135	0,207	0,0222	0,807	-0,0081	0,508	0,0102	0,12	-0,0325***	0,001
muçulmano ^a	0,0474***	0	0,0209	0,834	0,0185	0,124	0,0288***	0	0,0088	0,39
protestante ^a	0,0733***	0	0,0574	0,549	0,0579***	0	0,0632***	0	0,0161**	0,037
outrarelig ^a	0,0277**	0,047	0,0783	0,716	0,0755***	0	0,0587***	0	-0,0204**	0,029
excom ^a	0,0199**	0,046	0,0104	0,293	0,0436***	0	0,0239***	0	-0,0504	0,393
frac	-0,0006***	0	-0,001***	0	-0,0012***	0	-0,0009***	0	0,0018	0,298
PIB per capita	6,00E-06	0	7,64E-06	0	0,0000101	0	7,77E-06	0	2,08E-06	0,412
faixarenda2 ^a	0,0027	0,536	-0,0019	0,665
faixarenda3 ^a	0,0119**	0,015	0,0061513	0,208
<i>dummy</i> para cada país	não		não		não		não		sim	
Pr(y =1 X) predita	23,07%		23,93%		25,77%		24,17%		23,48%	
Países	31		31		31		31		31	
Observações	21865		21658		17558		61081		61081	
Porcentual acertos	.		.		.		40,25%		50,36%	
Pseudo-R²	0,0249		0,0354		0,0473		0,0336		0,0644	
Wald chi²	580,1		809,78		890,92		2178,47		4222,7	
p-valor	0		0		0		0		0	

*, **, ***: significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

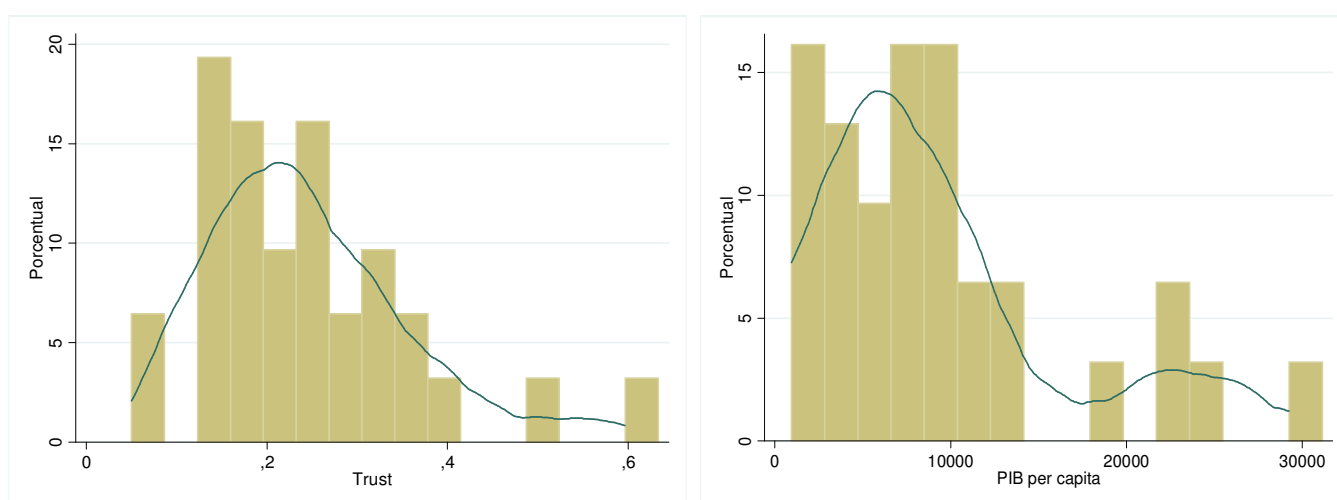
^a: para a mudança de variável *dummy* de 0 para 1.

Variável dependente: confiança. (Resposta do indivíduo à pergunta: “De maneira geral, você diria que se pode confiar na maioria das pessoas ou que sempre é preciso ser bastante cuidadoso ao lidar com outras pessoas?”).

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do *WVS*, *PWT* e Alesina et al. (2003).

A inserção das *dummies* de país fez com que praticamente todos os coeficientes se tornassem não-significativos no modelo (5). Contudo, comparando-o ao modelo (4), ele passou a prever melhor. Fez-se o seguinte teste: estimou-se o *probit*, calculando os valores preditos para cada observação. Substituiu-se este valor predito por 1 caso o valor fosse maior que o nível de confiança de seu país (*trust*) e 0 em caso contrário. O percentual destes valores que são iguais às respostas verdadeiras é o percentual de acerto, reportado na tabela. Este percentual aumentou de 40% a 50%, aproximadamente, com a inclusão das *dummies* de país. As estatísticas Wald e pseudo- R^2 também aumentaram consideravelmente.

A variável de educação mostrou-se importante. Em todas as faixas de renda, as pessoas com maior nível de instrução têm uma propensão maior a confiar nos demais. Estudantes também apresentaram uma maior propensão a confiar nos modelos (1) e (4) (a categoria de referência é ‘empregado em tempo integral’). O tamanho do efeito calculado é bastante importante quando se compara com outras variáveis – que também têm um efeito importante – como, por exemplo, o PIB *per capita*. Para se ter uma idéia do tamanho do efeito desta variável, supondo que o indivíduo esteja em um país com um *trust* de 15%, caso a renda deste país aumente em \$10000, teremos que, segundo o modelo (4), a propensão a confiar nos demais para cada indivíduo, e, logo, do país, aumentaria em oito pontos percentuais, passando a ter um *trust* de 23%. Isso é bastante quando se considera que um índice de confiança da ordem de 24,4% é a média na amostra, e valores acima de 40% são raros. Porém, aumentos de \$10000 não são fáceis de acontecer, considerando que a média da amostra é de um PIB *per capita* de \$8480, aproximadamente, e sendo a maior parte da distribuição concentrada em valores de até \$10000 – praticamente dois terços. O terço restante se distribui de modo uniforme entre \$10000 e \$35000. As distribuições destes dados na amostra estão na Figura 1.



Obs.: Estimação em Kernel nos gráficos em azul.

Figura 1 - Histograma da distribuição dos valores de *trust* e PIB *per capita*

As variáveis de fracionalização étnica e se o país já foi socialista apresentaram coeficientes significativos e importantes, segundo os quais se o país já foi socialista as pessoas têm uma maior propensão a confiar nas demais, e quanto maior a heterogeneidade de etnias no país menor a propensão das pessoas a confiar. Seu efeito é tal que aumentos de 10 pontos percentuais na fracionalização étnica do país diminuem a propensão a confiar nos demais de cada indivíduo em dois pontos percentuais. Estes resultados são consistentes com os obtidos por Bjørnskov (2007) para o modelo macro.

Outro ponto observado é que, na média, a confiança caiu de uma rodada à outra. As variáveis de estado civil têm como categoria de referência ‘casado’, mas não apresentaram nenhum padrão considerável.

5. Ocaso Brasileiro

O Brasil se destaca na pesquisa do *World Values Survey* quando considerada a variável “nível de confiança”. O valor para esta variável no Brasil em 1997 é o menor dos valores obtidos para um país desde quando a pesquisa começou a ser feita, na década de 1980, com um valor observado de 2,8%. A pesquisa foi realizada no Brasil em 1990 e em 1997, estando nas rodadas 2 e 3 do WVS¹⁹.

Na Tabela 8 observa-se esta baixa confiança nos valores preditos por faixa de renda e no modelo geral, que foram extremamente baixos também. Nela, são apresentados os valores dos efeitos marginais para o *probit* dividido por faixas de renda, além de um modelo geral para todas as faixas. Mais uma vez, a separação por faixas de renda justifica-se pelo fato de que o teste de razão de verossimilhança para avaliar se os coeficientes dos *probits* por faixa de renda são os mesmos apresentou rejeição da hipótese nula a 1%, com uma estatística χ^2 de 121,31.

De maneira geral, os modelos apresentaram um ajustamento ruim. Poucas variáveis foram significantes, à exceção da variável “rodada3”. Algumas variáveis, cujos resultados são indicados com um ponto na tabela, foram excluídas pelo modelo, por não haver informações suficientes naquela categoria.

Os grupos de referência para estado civil, etnia, desemprego e inatividade, e religião correspondem aos grupos com maior participação na amostra e são, respectivamente: casado (49,68% da amostra), branco (77,24% da amostra), empregado em tempo integral (37,78% da amostra) e católico romano (84,77% da amostra).

Para a variável de etnia, a segunda maior categoria é a de negros, com 16,58% da amostra. Os outros grupos têm todos uma pequena representação. Assim, optou-se por agrupar estas categorias em “não-brancos”.

Para as variáveis de religião, as categorias identificadas foram: muçulmanos; judeus; budistas; ortodoxos; espíritas, candomblé e umbanda (em uma única categoria); protestantes e católicos romanos. As categorias de budistas, judeus e muçulmanos não tinham observações suficientes e ficaram de fora da estimação. A categoria “ortodoxo” deve estar sobre-representada ou está incluindo observações que não são referentes à igreja católica ortodoxa. Todavia ela capta o efeito de alguma religião que o indivíduo faz parte na sua probabilidade de confiar – razão pela qual foi mantida.

Interessantemente, as variáveis de faixa de renda, para o caso brasileiro, não apresentam relação com o fato de confiar ou não. Isto diverge da relação entre renda e confiança verificada mundialmente. Apenas duas variáveis que tiveram impactos estatisticamente significativos. A primeira delas foi ‘idade’, que indicou uma relação positiva entre idade e confiança. A outra foi a variável que indica o estado civil ‘vivem como casados’ (coabitam) que identifica casais não legalmente casados. O sinal encontrado nesse caso foi negativo indicando que casais que não são legalmente casados têm um menor nível de confiança relativamente aos legalmente casados (grupo de referência).

O nível de confiança no Brasil é baixo e, pelo exercício realizado, não parece ser explicado por características individuais específicas. O fato é: independentemente de raça, sexo, educação ou renda, em geral, as pessoas no Brasil não confiam nos demais.

¹⁹ O nível de confiança brasileiro em 1990 é de 6,7%.

Tabela 8 – Efeitos marginais de um *probit* por faixas de renda para o caso brasileiro

Variável	(1)		(2)		(3)		(4)	
	faixa de renda		faixa de renda		faixa de renda		todas as faixas	
	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor	Ef. Marg.	p-valor
rodada3 ^a	-0,0153	0,22	-0,0442*	0,008	-0,0431*	0,03	-0,0284*	0,001
coabitam ^a	-0,0129	0,429	-0,0256*	0,026
divorciado ^a	.	.	0,1192	0,241	-0,0158	0,509	0,0026	0,917
separado ^a	-0,0052	0,829	.	.	0,0829	0,317	-0,0080	0,668
viúvo ^a	0,0242	0,445	-0,0013	0,972	0,1913	0,183	0,0198	0,392
nuncacasou ^a	0,0276	0,219	0,0516	0,146	0,0253	0,238	0,0233	0,101
faixaeduca2 ^a	0,0165	0,227	0,0132	0,481	0,0318	0,188	0,0190	0,064
faixaeduca3 ^a	0,1162	0,145	-0,0257	0,273	0,0393	0,276	0,0274	0,179
mulher ^a	-0,0394*	0,009	0,0000	1	0,0331	0,075	-0,0052	0,567
idade	0,0012	0,687	0,0085	0,111	0,0091*	0,033	0,0042	0,076
idade ²	0,0000	0,794	-0,0001	0,174	-0,0001	0,093	0,0000	0,184
não-branco ^a	0,0175	0,215	-0,0237	0,178	-0,0236	0,086	-0,0022	0,816
meio-período ^a	-0,0015	0,942	0,0341	0,321	0,0355	0,293	0,0177	0,277
autônomo ^a	-0,0279*	0,013	0,0143	0,672	0,0054	0,849	-0,0101	0,415
aposentado ^a	-0,0134	0,439	-0,0028	0,929	-0,0326*	0,006	-0,0177	0,116
dona-de-casa ^a	0,0225	0,373	0,0253	0,436	-0,0282	0,039	0,0071	0,607
estudante ^a	0,0038	0,904	.	.	0,0014	0,977	-0,0074	0,712
desempregado ^a	-0,0101	0,426	-0,0325	0,126	-0,0179	0,411	-0,0107	0,376
ortodoxo ^a	.	.	0,0007	0,984	.	.	-0,0283*	0,004
umbcandespa ^a	-0,0077	0,707	0,0229	0,72	0,0315	0,408	0,0116	0,574
protestante ^a	-0,0151	0,449	.	.	0,0578	0,423	-0,0093	0,61
faixarenda2 ^a	0,0008	0,934
faixarenda3 ^a	0,0059	0,612
Pr(y =1 X) predita	3,19%		4,58%		3,38%		3,84%	
Número de observações	818		631		552		2246	
Pseudo-R²	0,0694		0,0689		0,1453		0,0487	
Wald χ^2	42		17,93		44,87		39,47	
p-valor	0,0018		0,3936		0,0007		0,0176	

*: para mudança de variável *dummy* de 0 a 1.

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do WVS.

6. Considerações Finais

Os resultados obtidos nos exercícios realizados apontam no mesmo sentido da literatura corrente de que a variável confiança afeta o crescimento econômico, e, pelos resultados do modelo micro, a sua omissão poderia trazer coeficientes viesados em uma regressão Barro-*type*. No modelo macro, uma mudança em relação à literatura corrente foi utilizar a variável confiança antecedendo temporalmente o período considerado, pois se existem dúvidas acerca da simultaneidade entre as variáveis, parece importante utilizar variáveis pré-determinadas.

Isto se revelou uma questão importante, pois, pelo modelo micro, observaram-se evidências de que o problema de viés de simultaneidade entre confiança e a renda *per capita* existe. Assim, o uso de instrumentos parece inevitável neste tipo de regressão, apesar dos instrumentos encontrados neste trabalho terem se mostrado inadequados.

A presença de *outliers* também se revelou relevante, pois os efeitos estimados tornam-se bastante diferentes com a sua exclusão.

De modo geral, no modelo micro, as variáveis que mais se mostraram importantes na determinação da confiança individual não são definidas em nível individual. Isto leva a crer que é o tipo de interação prevalecente na sociedade que a determina. A confiança continua, assim como o capital social comentado no início da introdução, “*structure-dependent*” – o que nos diz que parece inevitável, de alguma forma, ter de captar o entorno do indivíduo se o objetivo é encontrar o que o leva a confiar nos demais.

O exercício para o caso brasileiro parece ilustrativo a este respeito. Uma maior delimitação do ambiente que o indivíduo interage seria necessária para verificar esta questão, e entender mais detalhadamente porque o nível de confiança nesta sociedade é tão baixo.

7. Referências

- ALESINA, A.; DEVLEESCHAUWER, A.; EASTERLY, W.; KURLAT, S.; WACZIARG, R. Fractionalization. **Journal of Economic Growth**, Boston, v.8, p.155-194, Jun. 2003.
- ARROW, K. Gifts and exchanges. **Philosophy and Public Affairs**, Princeton, v.1, n.4, p.343-362, 1972.
- BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.106, n.2, p.407-443, 1991.
- BARRO, R.; LEE, J. **International data on educational attainment: updates and implications**. Cambridge: Center for International Development at Harvard University, 2000. (CID Working Paper, n.42). Disponível em: <http://www.cid.harvard.edu/ciddata.html>. Acesso em: 21 abr. 2007.
- BENGTSSON, M.; BERGGREN, N.; JORDAHL, H. **Trust and growth in the 1990s: a robustness analysis**. Uppsala: Uppsala University, 2005. (Department of Economics Working Papers, n.2005:1).
- BEUGELSDIJK, S.; GROOT, H. de; SCHAIK, A. Trust and economic growth: a robustness analysis. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v.56, n.1, p.118-134, 2004.
- BJØRNSKOV, C. Determinants of generalized trust: a cross-country comparison. **Public Choice**, Leiden, v.130, n.1-2, p.1-21, Jan. 2007.
- BOURDIEU, P. Reprodução cultural e reprodução social. 1971. In: BIRNBAUM, P.; CHAZEL, F. (Org.). **Teoria sociológica**. São Paulo: Hucitec-Edusp, 1977. p.356-361.
- BOURDIEU, P. The forms of capital. In: RICHARDSON, J. (Ed.) **Handbook of theory and research in the sociology of education**. New York: Greenwood Press, 1986. p. 241-255.
- COLEMAN, J. Social capital in the creation of human capital. **American Journal of Sociology**, Chicago, v.94, p.S95-S120, 1988. Suplemento.
- DAKOLIAS, M. **Court performance around the world: a comparative perspective**. Washington: The International Bank for Reconstruction and Development / World Bank, 1999 (World Bank Technical Paper, n. 430).
- DJANKOV, S.; LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. **Courts: the Lex Mundi Project**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2002. (NBER Working Papers Series, n.8890).

- KNACK, S.; KEEFER, P. Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.112, n.4, p.1251-1288, Nov. 1997.
- LOURY, G. A dynamic theory of racial income differences. In: WALLACE, P.; LAMOND, A. (Ed.) **Women, minorities, and employment discrimination**. Lexington, MA: Heath, 1977, p.153-188.
- NORTH, D. **Institutions, institutional change and economic performance**. Cambridge: Cambridge University Press. 1990.
- PINHEIRO, A. (Org.) **O Judiciário e a Economia no Brasil**. São Paulo: Sumaré. 2000.
- PORTES, A. Social capital: its origins and applications to modern sociology. **Annual Review of Sociology**, Palo Alto, v.24, p.1-24, 1998.
- PUTNAM, R. Bowling alone: America's declining social capital. **Journal of Democracy**, Washington, v.6, p.65-78, 1995.
- ROUSSEEUW, P. Least median of squares regression. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v.79, n.388, p.871-881, 1984.
- STURM, J.-E.; HAAN, J. Determinants of long-term growth: new results applying robust estimation and extreme bounds analysis. **Empirical Economics**, Heidelberg, v.30, n.3, p.597-617, 2005.
- ZAK, P.; KNACK, S. Trust and growth. **The Economic Journal**, London, v.111, p.295-321, Apr. 2001.