

Qualidade Institucional: Uma Ampliação do Modelo de Solow

Leonardo Andrade Rocha*, Ahmad Saeed Khan†, Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima‡

Conteúdo: 1. Introduction; 2. As Instituições e o Modelo Ampliado de Solow; 3. Material e Métodos; 4. Resultados e Discussão; 5. Conclusão; A. Apêndice;

Palavras-chave: instituições; crescimento; capital humano.

Códigos JEL: O43.

O objetivo deste artigo é verificar, a partir do modelo ampliado de Solow, a importância da qualidade institucional e do capital humano na acumulação de riquezas das nações. A inserção da qualidade institucional no modelo de Solow contribui para aumentar o poder de explicação deste e, apesar da complexidade que envolve a mensuração da qualidade das instituições, apresenta resultados que corroboram os estudos de Acemoglu et alii (2001) no debate sobre a causalidade existente entre crescimento econômico e qualidade das instituições e sugere a importância da história no processo de crescimento de um país.

The main objective of this paper is to verify the importance of institutional quality and human capital on the accumulation of wealth by nations, according to an extended Solow's model. A variable capturing institutional quality increases the explanation power. Despite the difficulty of measuring institutional quality, the experiment provides results which are consistent with the ones obtained by Acemoglu et al. (2001) on the causality between economic growth and the quality of institutions, illustrating the importance of history in the growth process of a country.

1. INTRODUCTION

O objetivo do presente artigo é verificar, a partir do modelo ampliado de Solow, a importância da qualidade institucional e do capital humano na acumulação de riquezas pelas nações. A inovação do trabalho consiste em utilizar o modelo proposto por Solow introduzindo no mesmo o componente qualidade das instituições.

*Economista, Doutorando em Desenvolvimento Econômico na UNICAMPE-mail: leonardoandrocha@yahoo.com.br.

†Engenheiro Agrônomo, Ph.D. Economia Agrícola e Recursos Naturais, bolsista CNPq. E-mail: saeed@ufc.br.

‡Engenheira Agrônoma, Doutora em Economia Aplicada, bolsista CNPq. E-mail: pvpslima@ufc.br.



Assim, adota-se uma amostra composta por 86 países e as variáveis PIB per capita, anos de escolaridade, formação bruta de capital, desempenho das instituições, latitude e área geográfica.

O principal resultado do estudo, obtido a partir de uma comparação entre o modelo ampliado de Solow sem e com a variável desempenho das instituições sugere que a riqueza das nações é melhor explicada quando considerada a qualidade das instituições presentes no país. Nesta perspectiva, sem melhorias na qualidade das instituições não há como alcançar o crescimento econômico.

Por fim, o artigo corrobora os diferentes estudos apresentados por Acemoglu no debate sobre a causalidade existente entre crescimento econômico e qualidade das instituições e reforça a importância da história no processo de crescimento de um país. Porém, não tem a pretensão de ser conclusivo, ao admitir que não existe uma fórmula capaz de mensurar a qualidade das instituições nem tão pouco a complexidade inerente ao seu papel na vida de uma sociedade.

2. AS INSTITUIÇÕES E O MODELO AMPLIADO DE SOLOW

Hall e Jones (1999) destacam que o desempenho econômico não é explicado apenas pelos determinantes “próximos” (acumulação de capital), mas também por um conjunto de outras variáveis chamadas de determinantes “profundos” do crescimento. Nesta concepção a qualidade das instituições surge como uma incógnita crucial para explicar a grande disparidade do desempenho econômico entre os países.

Segundo a abordagem de Hall e Jones (1999) a infra-estrutura social corresponde ao conjunto de políticas públicas que promovem incentivos que encorajam atividades produtivas e acumulação de conhecimentos e habilidades necessários ao desenvolvimento de novos negócios e técnicas produtivas, aumentando assim, a probabilidade das firmas se perpetuarem em um mercado de competição.

Partindo dessa premissa, alguns países possuem estoques de capital físico e humano e produtividades maiores em decorrência de infra-estruturas melhores que proporcionam tal finalidade. Quando a infra-estrutura social for acompanhada por uma relação simultânea de um grau maior de integração entre as economias e de uma melhoria das instituições, maior será o seu impacto sobre o crescimento sustentável dos países.

Uma outra visão relativa aos fatores de crescimento do produto agregado de um país é o modelo de Solow (1957) ampliado com capital humano. Ampliando o modelo ao incluir o capital humano, Klenow e Rodríguez-Clare (1997) e Hall e Jones (1999) sugeriram que o produto em um dado país é uma função do tipo Cobb-Douglas que combina capital físico e a efetividade dos serviços da mão de obra. Os autores estimaram uma equação que permite decompor as diferenças entre o produto por trabalhador nos países segundo as diferenças observadas entre a razão capital/produto e as diferenças nos níveis de escolaridade e produtividade.

Mas por que a produtividade entre os países é tão diferente? Partindo do pressuposto que a produtividade ajusta os fatores de produção, a característica fundamental para explicar as divergências existentes entre os diversos ambientes produtivos reside na qualidade das instituições dos países.

Segundo North (2006, p.13) “instituições eficientes e adaptáveis têm que oferecer incentivos para a aquisição de conhecimentos e instrução, promover inovações, estimular a criatividade e a disposição de correr riscos. Em um mundo de incertezas, ninguém sabe a solução correta para os problemas que enfrentamos. Portanto, as instituições devem estimular os ensaios e eliminar os erros”. Partindo desta premissa, a produtividade é função dos incentivos que o arcabouço institucional proporciona em um mercado de competição.

Percebe-se, então, que a riqueza de um país é determinada pela intensidade do capital físico, pelos altos níveis alcançados de escolaridade e por uma estrutura institucional favorável ao seu desenvolvimento econômico. Assim, o modelo empregado neste estudo consistiu na reestruturação do modelo ampliado de Solow de modo a inserir o componente institucional. A definição de instituições segue a abordagem de Hall e Jones (1999).

A modificação estrutural do modelo pode ser resumida da seguinte forma:

Modelo Jones (2000)

$$Y_i = I_i(K_i)^\alpha(A_i H_i)^{1-\alpha}; H_i = h_i L_i; h_i = e^{\phi S_i}$$

$$Y_i/L_i = I_i^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{K_i}{Y_i} \right)^{\frac{\alpha}{(1-\alpha)}} (A_i h_i); h_i = e^{\phi S_i} \quad (1)$$

Modelo proposto na investigação

$$Y_i = (K_i)^\alpha(\bar{A}_i H_i)^{1-\alpha}; H_i = h_i L_i; h_i = e^{\phi S_i}; \bar{A}_i = A_i e^{\gamma I_i} \quad (2)$$

sendo que “*i*” indica os diferentes países, *Y*, *K*, e *A* correspondem às mesmas variáveis adotadas no modelo de Solow: produto, estoque de capital físico e a efetividade (produtividade) da mão de obra, respectivamente, *H* o estoque de capital humano aumentador da mão de obra destinado à produção, *L* a mão de obra considerada homogênea dentro do país em que cada unidade de mão de obra é treinada com *S* anos de escolaridade (nível de educação). No modelo proposto *I* representa o desempenho institucional ou a qualidade das instituições no país *i*.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Modelo econométrico

Os modelos que explicam o desempenho econômico dos países, segundo a literatura¹ abordada, têm adotado modelos de variáveis instrumentais devido à endogeneidade apresentada em relação às variáveis observadas, sobretudo à influência da qualidade institucional na “*performance*” econômica das nações.

Assim, o modelo proposto foi estimado pelo método de Variáveis Instrumentais como descrito a seguir:²

$$\ln(Y/L) = v + \varphi \ln(K/Y) + \theta S + \gamma I + \eta \quad (3)$$

$$I = \lambda + \psi_1 \ln(K/Y) + \psi_2 S + \rho_1(Col_UK.A) + \rho_2(Col_Esp.A) + \rho_3.(Col_Outr.Franc.A) + \rho_4.(Lat.) + \rho_5.(Area_Km^2) + \omega \quad (4)$$

sendo *Y*, *L*, *K*, *S*, *A* e *I* definidos na seção anterior; *Col_uk*, *Col_esp*, *Col_outr – franc* = variáveis “*dummies*” usadas para capturar a influência histórica sobre o desempenho institucional das colônias britânicas, espanholas e francesas e demais, respectivamente; *Lat* = latitude do país; *Area_km²* = área geográfica do país.

Segundo Davidson e Mackinnon (1993) modelos com variáveis instrumentais podem levar a estimadores viesados quando há correlação entre os instrumentos e a perturbação estocástica (violação do princípio de ortogonalidade entre instrumentos e resíduo). Segundo os autores a utilização adicional de instrumentos pode comprometer a interpretação dos parâmetros, porém se os instrumentos adicionais

¹Acemoglu et alii (2004), Rodrik et alii (2004) e demais autores aqui citados.

²Modelo matricial cujas formulações encontram-se no Apêndice.



são fortemente correlacionados com as variáveis endógenas e não correlacionados com a perturbação estocástica, a incorporação de tais variáveis contribui para reduzir o viés mencionado. Para verificar a ortogonalidade entre os instrumentos e a perturbação estocástica foi adotado o teste OVERID.³

3.2. Fonte dos dados e operacionalização das variáveis

O tamanho da amostra adotada na estimação do modelo de variáveis instrumentais foi de 86 países devido à disponibilidade de informações registradas para as variáveis: anos de colonização britânica, anos de colonização espanhola e anos de colonização francesa e outros tipos.⁴ O modelo adotado foi do tipo *cross-section*.

Apesar das incertezas que envolvem as propriedades do estimador de variáveis instrumentais o tamanho adotado para a amostra não inutiliza o modelo, uma vez que, de acordo com Davidson e MacKinnon (1993) a robustez das estimativas dos modelos de variáveis instrumentais com amostras finitas está atrelada a três situações: (1) um amplo número de instrumentos; (2) a utilização de instrumentos fracos, ou seja, situação em que os instrumentos sejam pouco correlacionados com as variáveis endógenas ou instrumentadas e não estejam fortemente embasados pela teoria; (3) e a correlação entre os instrumentos e a perturbação estocástica.

Para mensurar o desempenho econômico dos países foi adotado como *proxy* o PIB *per capita* PPP⁵ com base no ano 2000 catalogado pelo International Monetary Fund - IMF.⁶ Para quantificar os dois tipos de intensidade de capital, físico e humano, foi adotado a participação da formação bruta de capital em relação ao PIB, considerando a média para o período de 1980 a 2000, extraída do *World Development Indicators* (WDI),⁷ os anos médios de escolaridade para a população com 25 anos ou mais no ano 2000 foram extraídos do banco de dados de Barro e Lee (2000).

Para mensurar a solidez de políticas públicas favoráveis à produtividade foi construído um índice de políticas sólidas a partir de uma média ponderada de quatro indicadores que refletem as dimensões básicas dos métodos de governança entre os países, conforme os estudos de Kaufmann et alii (2008).⁸ A média foi calculada para o período 1996-2000 e os indicadores selecionados foram: (a) Government Effectiveness – GE – mede a qualidade dos serviços públicos, na formulação e implementação de políticas públicas e na credibilidade do compromisso do gestor público para tais políticas; (b) Regulatory Quality – RQ – mede a habilidade do governo para formular e implementar políticas sólidas e regulamentos que permitem e promovem o desenvolvimento de setor privado; (c) Rule of Law – RL – mede a extensão com que os agentes têm confiança e cumprem as regras dentro da sociedade, em particular, na qualidade de execução de contratos, na consistência da ação da polícia e dos tribunais; e (d) Control of Corruption – CC – mede a extensão com que a gestão pública está envolvida com práticas de *lobbying*, corrupção e outras atividades de transferências de potenciais recursos públicos para ganhos privados.

$$\text{Índices de Políticas Sólidas}(IPS) = (GE + RQ + RL + CC) \times (0,25), GE, RQ, RL, CC \in (0,1)$$

³Hall e Jones (1999) utilizam este teste para comprovar a validade dos instrumentos utilizados pelos autores. A hipótese nula do teste é que os instrumentos são ortogonais em relação à perturbação estocástica.

⁴Esta amostra é maior que as amostras de outros trabalhos sobre o mesmo tema, como exemplo o de Acemoglu et alii (2001), que utiliza uma amostra de 64 países.

⁵Abreviação da palavra em inglês “*Purchasing power parity*” que corresponde a paridade do poder de compra. Esta metodologia é necessária porque a comparação dos Produtos Internos Brutos (PIB) em diferentes países levando em consideração uma moeda comum, não descreve com precisão as diferenças entre prosperidade material.

⁶Ver <http://www.imf.org/external/data.htm>.

⁷Ver www.worldbank.org/data/onlinedatabases/onlinedatabases.html.

⁸As vantagens desse banco de dados consistem na sua abrangência (213 países) e na qualidade do ajustamento das variáveis em decorrência da captura mais consistente dos elementos que determinam o desempenho institucional.

o valor zero corresponde ao país com instituições que implementam políticas públicas menos sólidas e desincentivam a produtividade.

O índice de abertura econômica foi medido por meio de um indicador de percentual de anos durante o período 1950-1994 em que as economias permaneceram mais integradas (abertas) ao comércio internacional satisfazendo todos os critérios (a) barreiras não-alfandegárias que correspondem a menos de 40% do comércio; (b) médias das tarifas alfandegárias abaixo de 40%; (c) qualquer prêmio do mercado negro abaixo de 20% durante o período 1970-1980; (d) o país não é classificado como socialista e (e) o governo não monopoliza a maior parte das exportações.⁹ Este indicador atribui o valor zero ao país menos integrado ao comércio internacional.

O arcabouço institucional (I) foi mensurado utilizando uma média igualmente ponderada pelos índices de políticas sólidas e de integração econômica:

$$\text{Desempenho Institucional} = (I) = (IPS + \text{Integração}) \times (0,50), IPS, \text{Integração} \in (0,1)$$

Um aspecto para tentar explicar a grande disparidade de riquezas e instituições observadas entre os países está nas diferenças geográficas, ecológicas e climáticas que definem o conjunto de preferências e oportunidades dos agentes econômicos em diversas sociedades. Esse conjunto pré-estabelecido determina as relações sociais influenciando fortemente a representatividade social. Segundo Acemoglu et alii (2004) o impacto direto da “hipótese geográfica” se dá no conjunto de incentivos, na produtividade e na qualidade do trabalho. Para quantificar os aspectos geográficos, uma das variáveis adotadas foi a distância do centro dos países em relação ao Equador, latitude, utilizado por Hall e Jones (1999). A outra variável *proxy* empregada no modelo foi o tamanho dos países expresso em km^2 , extraído do The World Factbook – CIA.

Para capturar a influência histórica sobre o desempenho institucional foi adotado o conjunto de variáveis que serviram para construir o indicador de percentual de anos em que os países estiveram sobre colonização durante o período 1748 a 1998 (250 anos).¹⁰ Esse conjunto de variáveis foi composto por:

- $temp_indep$ = tempo de independência dos países a partir de 1748.
- col_uk = 1, se for colônia britânica e 0 caso contrário;
- col_esp = 1, se for colônia espanhola e 0 caso contrário;
- $col_outr-franc$ = 1, se for colônia francesa e demais (excluindo as colônias britânicas e espanholas) e 0 caso contrário.

O percentual de anos em que os países estiveram sob domínio colonial de acordo com a natureza do colonizador pode ser sumarizado na seguinte fórmula:

$$\text{Percentual de anos colonizados} = (Dummie) \times (250 - temp_indep)/250$$

O banco de dados adotado combinou países “colônias” e países “colonizadores”. Os valores acima foram atribuídos somente às colônias. Os países “colonizadores” receberam valor zero.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A tabela 1 mostra as estimativas do modelo de Solow ampliado com capital humano e com a infraestrutura social considerando uma amostra de 100 países e variável dependente $\ln(PIB/capita)$.

⁹A importância desse indicador está no seu alto grau de ajustamento com o PIB per capita.

¹⁰Esta abordagem é baseada em Wacziarg (1996).



Tabela 1: Estimativas do modelo ampliado com capital humano

Regressores	Modelo (1)		Modelo (2)	
	Mod. SOLOW com capital humano		Mod. SOLOW com capital humano e as instituições	
	Coefficiente	Erro-padrão	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	5,02541 ¹ (7,02)	0,71566	5,42995 ¹ (10,03)	0,54159
S	0,31669 ¹ (14,56)	0,02175	0,19610 ¹ (9,14)	0,02146
$\ln(K/Y)$	0,58233 ² (2,39)	0,24331	0,39009 ² (2,11)	0,18473
I	–	–	1,89236 ¹ (8,55)	0,22143
R^2	0,7343		0,8580	
R^2 ajustado	0,7290		0,8535	
$Est.F$	139,560		191,290	
$Prob. > F$	0,0000		0,0000	
Teste de restrição dos parâmetros				
$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha}, \forall \alpha \in (0,1)$				
$TesteF -$				
$H_0 : \alpha = 1/3$	0,11		0,35	
$Prob > F$	0,7358		0,5533	

Nota: Esta tabela apresenta as estimativas do modelo com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As estatísticas t-Student são reportadas entre os parênteses, abaixo das estimativas dos parâmetros.

¹ (*) significante a 1%.

² (**) significante a 5%.

³ (***) significante a 10%.

O modelo de Solow ampliado com capital humano é bastante significativo, todos os parâmetros são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 5%. A taxa de retorno dos anos médios de escolaridade é considerável (31,66%) e com o sentido do impacto igualmente esperado (positivo). Um aumento de 1% na participação do estoque de capital aumenta o PIB per capita em 0,5823%. O poder de explicação do modelo é relativamente alto (0,7343) e a significância da estatística F é bastante elevada (0,0000), rejeitando a hipótese de que todos os parâmetros da equação estimada sejam iguais à zero.

O modelo (2), considerando a influência da qualidade do arcabouço institucional sobre a riqueza dos países, revelou-se mais explicativo, com todos os parâmetros estatisticamente diferentes de zero (ao nível de 5%) e com o poder de explicação (0,8580) superior ao do modelo (1). Todos os sinais estão iguais aos esperados pela teoria, agora com a influência expressiva das instituições (1,8923). A estatística F (191,290) aumentou, comparando com o modelo (1) (139,560), assim como também a qualidade do ajustamento do modelo (0,8535) melhorou em comparação ao outro (0,7290).

A tabela 2 apresenta as estimativas do modelo com capital humano e instituições segundo os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários e Variáveis Instrumentais.

Tabela 2: Estimativas do modelo ampliado com capital humano e instituições

Regressores	Modelo (2)		Modelo (3)	
	Mínimos quadrados ordinários (MQO)		Variáveis instrumentais (VI)	
	Coefficiente	Std. Err.	Coefficiente	Std. Err.
Constante	5,42995 ¹ (10,03)	0,54159	6,20096 ¹ (6,71)	0,92414
S	0,19610 ¹ (9,14)	0,02146	0,13032 ¹ (3,38)	0,03854
$\ln(K/Y)$	0,39009 ² (2,11)	0,18473	0,15883 (0,50)	0,31856
I	1,89236 ¹ (8,55)	0,22143	2,68524 ¹ (4,85)	0,55414
Teste OVERID	–		3,5550	
$Prob. > \chi^2$	–		0,4696	
Teste de restrição dos parâmetros				
$Y = K^\alpha (AH)^{1-\alpha}, \forall \alpha \in (0,1)$				
Teste F–				
$H_0 : \alpha = 1/3$	0,35		1,08	
$Prob > F$	0,5533		0,3036	

Nota: As estatísticas t-Student são reportadas entre os parênteses, abaixo das estimativas dos parâmetros.

¹ (*) significativa a 1%.

² (**) significativa a 5%.

³ (***) significativa a 10%.

⁴ O teste OVERID apresentado, testa o atributo da exogeneidade para todos os instrumentos do modelo (incluídos e excluídos).

⁵ Fonte: Elaboração dos autores.

O coeficiente dos anos de escolaridade estimado por MQO (0,1961) mostrou-se significativo a 5%, um ano adicional de escolaridade gera uma taxa de retorno de aproximadamente 19,61%. O mesmo coeficiente estimado por VI reduz a magnitude do impacto para 13,03%, que também se mostrou significativo a 5%. A literatura mostra uma taxa de retorno menor da escolaridade, aproximadamente 10%.¹¹ A sensibilidade do PIB per capita com relação à variação na razão capital físico/produto era de 0,3900 para MQO e 0,1588 para VI, isso mostra uma possível participação excessiva do capital na produção como advoga a teoria.

A validade dos instrumentos é comprovada pela estatística de Sargan (OVERID test) 3,5550, de fato, os instrumentos utilizados não estão correlacionados com a perturbação (a hipótese nula do teste é

¹¹Ver Hall e Jones (1999). Uma explicação para tal resultado pode ser atribuído ao fato da existência de ‘Clusters Institucionais’ que subestimam o impacto da educação e demais variáveis ao modelo em comparação com a teoria quando não são levados em consideração. Isto também é afirmado por Acemoglu et alii (2001) quando eles documentam a existência de um viés “para baixo” (downwards) das estimativas de mínimos quadrados ordinários no modelo dos autores em decorrência destes Clusters. “All of these problems could be solved if we had an instrument for institutions.” (Acemoglu et alii, 2001, p.13).



que os instrumentos não sejam correlacionados com a perturbação). Houve uma queda na significância da estatística de restrição do parâmetro ($\alpha = \frac{1}{3}$) comparando os três modelos (MQO sem Instituições, MQO com Instituições e VI), o que fortifica a suposição mencionada.

Com relação ao parâmetro da infra-estrutura social, percebe-se uma subestimação pelo modelo (2) ao se comparar com o modelo (3), o impacto das instituições é maior levando em consideração outros fatores como históricos e geográficos.

5. CONCLUSÃO

O estudo mostrou que a inserção da qualidade institucional no modelo de Solow contribui para aumentar o poder de explicação do modelo. A qualidade das instituições de um país apresenta um impacto positivo no PIB “per capita” e pode ser considerada de grande importância para a acumulação da riqueza e de um crescimento sustentável. Como sugestão para trabalhos futuros, propõe-se a utilização de modelos de séries temporais ou dados em painel, os quais poderão aprimorar o modelo proposto ao tratar a relação entre as variáveis de forma dinâmica.

BIBLIOGRAFIA

- Acemoglu, D., Johnson, S. H., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5):1369–401.
- Acemoglu, D., Johnson, S. H., & Robinson, J. A. (2004). Institutions as the fundamental cause of long-run growth. CEPR Discussion Paper No. 4458.
- Barro, R. J. & Lee, J. (2000). International data on educational attainment: Updates and implications. CID Working Paper No. 42.
- Bils, M. & Klenow, P. J. (2000). Does schooling cause growth? *American Economic Review*, 90(5):1160–1183.
- Davidson, R. & Mackinnon, J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
- Hall, R. E. & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *Quarterly Journal of Economics*, 114(1):83–116.
- Jones, C. I. (2000). *Introdução À Teoria Do Crescimento Econômico*. Campus (Elsevier), São Paulo.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2008). Governance matters VII: Aggregate and individual governance indicators, 1996–2007. World Bank Policy Research Working Paper No. 4654.
- Klenow, P. J. & Rodríguez-Clare, A. (1997). The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far? *NBER Macroeconomics Annual*, 12:73–103.
- North, D. C. (2006). *Custos de Transação, Instituições e Desempenho Econômico*. Instituto Liberal, São Paulo.
- Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research. 9305.
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, 39:312–320.
- Wacziarg, R. (1996). Information to create colonization dummies. Harvard University, mimeo.

A. APÊNDICE

FORMULAÇÕES DO MODELO ADOTADO

Jones (2000) considera que o produto de um dado país é uma função do tipo Cobb-Douglas que combina capital físico e a efetividade dos serviços da mão de obra da seguinte maneira:

$$Y_i = \left(\frac{K_i}{Y_i} \right)^{\frac{\alpha}{(1-\alpha)}} \cdot (A_i \cdot e^{\phi S_i} \cdot L_i) \quad (\text{A-1})$$

sendo i os diferentes países. Y , K , e A correspondem às mesmas variáveis adotadas no modelo de Solow: produto, estoque de capital físico e a efetividade (produtividade) da mão de obra como sendo Harrod-neutra (aumentadora de trabalho), respectivamente. O Estoque de capital humano aumentador da mão de obra destinado à produção é representado por H , sendo definido por: $H_i = h \cdot L_i \rightarrow h \equiv e^{\phi(S_i)}$ onde L é a mão de obra considerada homogênea dentro do país em que cada unidade de mão de obra é treinada com S anos de escolaridade (nível de educação). A medida de capital humano adotado no modelo pressupõe que o fator trabalho é ajustado pela escolaridade. Partindo deste pressuposto, a função $\phi(S_i)$ reflete a eficiência relativa de uma unidade de trabalho com S anos de escolarização em comparação à unidade de trabalho sem escolaridade ($\phi(S_i = 0) = 0$).¹² Assim, quando $S = 0$, todo o trabalho utilizado na produção do país é não qualificado.

O modelo estimado a partir da reestruturação da equação (1) foi expresso da seguinte forma:

$$Y_i/L_i = \left(\frac{K_i}{Y_i} \right)^{\frac{\alpha}{(1-\alpha)}} \cdot (A_i \cdot e^{\phi S_i}) \quad (\text{A-2})$$

$$\text{Ln} \left(\frac{Y_i}{L_i} \right) = \varphi \cdot \text{Ln} \left(\frac{K_i}{Y_i} \right) + \phi \cdot S_i + \text{Ln}(A_i) \quad (\text{A-3})$$

Dado que $\text{Ln}(A_i) = \delta + \epsilon_i$:

$$\text{Ln} \left(\frac{Y_i}{L_i} \right) = \delta + \varphi \cdot \text{Ln} \frac{K_i}{Y_i} + \phi \cdot S_i + \epsilon_i \quad (\text{A-4})$$

Incorporando a variável que quantifica o impacto da qualidade das instituições sobre as decisões que incentivam a adoção de tecnologia, assim como a acumulação de conhecimento e habilidades potenciais que estimulam a produtividade, a equação (4) pode ser expandida agregando a estrutura institucional ao modelo:¹³

Agora o termo de perturbação η_i está especificado de tal forma que a covariância $Cov(\eta_i, \text{Ln}(K/Y)) = Cov(\eta_i, \text{Ln}(h)) = 0$.

Segundo North (2006) citado por Acemoglu et alii (2004), as instituições ditam as regras dentro de uma sociedade e moldam as interações entre as pessoas. Na verdade constituem o total arcabouço imposto pelos agentes ao seu convívio harmônico dentro de uma sociedade, cujo objetivo é reduzir as incertezas através da estruturação das escolhas estabelecidas.

Acemoglu et alii (2004) afirmam que as mudanças no estoque de capital induzem a mudanças nas instituições de várias maneiras, segue-se então:

$$I_i = \lambda + \text{Ln}(X_i) \cdot \psi + Z_i \cdot \rho + \omega \quad (\text{A-5})$$

¹²Bils e Klenow (2000) citado por Hall e Jones (1999) sugerem que esta é a forma mais apropriada de se incorporar os anos de escolaridade na função de produção agregada.

¹³Partindo do modelo que: $\text{Ln} \left(\frac{Y_i}{L_i} \right) = \varphi \cdot \text{Ln} \left(\frac{K_i}{Y_i} \right) + \phi \cdot S_i + \text{Ln}(A)$, $\text{Ln}(A) = \delta + \epsilon_i \rightarrow \text{Ln} \left(\frac{Y_i}{L_i} \right) = \delta + \varphi \cdot \text{Ln} \left(\frac{K_i}{Y_i} \right) + \phi \cdot S_i + \epsilon_i$



onde X_i corresponde aos dois tipos de intensidade de capital em cada país.

De acordo com o modelo (6), o arcabouço institucional é determinado pelos dois tipos de intensidade de capital e por uma coleção de variáveis exógenas Z_i , tais como características históricas e geográficas que influenciam o processo de escolhas dentro de uma sociedade ao longo do tempo.

Adotando a forma matricial em (6) tem-se:

$$\text{Ln} \left(\frac{Y}{L} \right) = \Pi \cdot \Upsilon + \eta \quad (\text{A-6})$$

Como um dos elementos da matriz de regressores Π é endogenamente determinado, além de possuir um erro de mensuração, estimar o vetor de parâmetros “ Υ ” por MQO possibilita estimativas tendenciosas e inconsistentes dos parâmetros em detrimento de $E(\eta | \Pi) \neq 0$. Para corrigir o viés é necessário utilizar um conjunto Z de variáveis exógenas que satisfaçam à condição:

$$Z' \left[\text{Ln} \left(\frac{Y}{L} \right) \right] = Z' \Pi \cdot \Upsilon + Z' \eta \text{ onde } Z' \eta = 0 \quad (\text{A-7})$$

Dado, $E(\eta | Z) = 0$

$$\Upsilon_{IV} = (Z' \Pi)^{-1} Z' \left[\text{Ln} \frac{Y}{L} \right] \quad (\text{A-8})$$

O modelo a se estimar pelo método de *Variáveis Instrumentais* é descrito então como:

$$\ln(Y/L) = v + \varphi \cdot \ln(K/Y) + \phi \cdot S + \gamma \cdot I + \eta \quad (\text{A-9})$$

$$\begin{aligned} I = & \lambda + \psi_1 \cdot \ln(K/Y) + \psi_2 \cdot S + \rho_1 \cdot (\text{Col_UK.A}) + \rho_2 \cdot (\text{Col_Esp.A}) \\ & + \rho_3 \cdot (\text{Col_Outr.Franc.A}) + \rho_4 \cdot (\text{Lat.}) + \rho_5 \cdot (\text{Area_Km}^2) + \omega \end{aligned} \quad (\text{A-10})$$