

CPI Exchange Rate Pass-Through Decomposition and Distribution Margins: The Case of Brazil versus Advanced Economies

CAMILA CISS ABDELMALACK*

CAMILA F. S. CAMPOS†

Contents

1. Introduction	1
2. Theoretical Framework	3
3. Distribution Margins, Imported Inputs and the Composition of Consumption: Comparison	8
4. Results	10
5. Additional Exercises	14
6. Decomposing the Exchange Rate Pass-through – Components	16
7. Conclusion	17
Appendix A.	19
Appendix B. Distribution Margins	21

Keywords

Exchange rate, pass through, import prices, globalization, consumer price index, cpi

JEL Codes

F3, F4

Abstract • Resumo

Este artigo analisa os canais através dos quais a taxa de câmbio afeta os preços finais aos consumidores. É feita a comparação do Brasil com os países avançados para determinar o “pass-through” da taxa de câmbio e seus canais de transmissão. Um aspecto chave para o “pass-through” da taxa de câmbio é a importância relativa dos bens comercializáveis na cesta de consumo bem como a proporção de insumos importados. Como os bens não-comercializáveis são, em geral, mais baratos em países em desenvolvimento, a proporção dos bens não-comercializáveis é menor nesses países. Esse cenário é ilustrado utilizando-se dados do Brasil versus os países avançados.

1. Introduction

Recent swings in the exchange rates over the world have raised interest in understanding the degree of exchange rate pass-through. Moreover, the mechanisms behind the transmission of exchange rate movements to domestic prices are relevant to determine monetary policy.

In this work, we analyze the channels through which the exchange rate affects final consumer prices. We focus on the role of imported inputs, imports of final imported consumer goods and on the distribution costs’ impacts. We evaluate whether different contexts, either developed countries or developing countries, imply different channels in action. We compare advanced countries with the case of Brazil to determine the corresponding exchange rate pass-through and its channels.

* CM Capital. Rua Gomes de Carvalho, 1195, 4º andar, São Paulo, SP, Brasil. [ID](https://www.linkedin.com/company/cm-capital) 0000-0001-7884-9117

† Insper. Rua Quatá, 300, Vila Olímpia, São Paulo, SP, CEP 04546-042, Brasil. [ID](https://www.linkedin.com/company/insper) 0000-0002-3628-0919

[✉ camilaciss@hotmail.com](mailto:camilaciss@hotmail.com) [✉ camilafsc@insper.edu.br](mailto:camilafsc@insper.edu.br)

The exchange rate pass-through impacts the economy in many ways. First, movements in prices impact inflation, being relevant to monetary and exchange rate policies. The degree of exchange rate-pass-through affects the trade balance and its adjustments, the so-called expenditure switching effect. When there is a currency depreciation, it is expected an improvement in the trade balance of a country. This occurs due to an expansion in exports and contraction in imports. However, this occurs only if there is a pass-through of the changes in the exchange rates to prices: if the prices of imported goods are not affected there is no reason for imports to be reduced. A very low pass-through, then, implies that this adjustment would not occur. In this way, it is relevant for macroeconomic policies.

It is possible to measure the exchange rate pass-through to different prices. One source of interest is on the the pass-through to the import prices with the intent to measure how prices of imported goods react to the exchange rate at the dock, i.e., even before reaching the consumer. Empirical evidence suggests that in the last 20 years, the exchange rate pass-through has declined among advanced economies (Marazzi & Sheets, 2007; Gust, Leduc, & Vigfusson, 2010). They have documented a decrease in this pass-through to import prices, especially for the U.S., possibly due to increased trade integration, competition in global markets and also due to adjustments in the mark-ups charged with firms absorbing part of the change in the exchange rate (Dong, 2012).

Market structure may also affect the response of import prices when it affects pricing decisions of the firms. Auer and Schoenle (2016) show that the pass-through rates depend on the distribution of the firms leading to heterogeneous responses to exchange rates across trade partners and sectors. For instance, Gaulier, Lahrèche-Révil, and Méjean (2008) estimate that the average long-run pass-through estimated at the product level is 80% with complete pass-through in 25% of the sectors but with a strong heterogeneity across sectors.¹

Most commonly, the studies on the exchange rate pass-through to the CPI focus on the prices of imported goods for final consumption. New interest have arisen on the role of imported inputs and distribution costs in affecting the exchange rate pass-through to the consumer prices (CPI). Empirical studies have turned more attention to the role of pass-through to prices of imported inputs (Goldberg & Campa, 2010; De Loecker, Goldberg, Khandelwal, & Pavcnik, 2015). These studies range from macro studies that measure the relative importance of imported inputs to final consumer prices to the micro ones that estimate the pass-through at the firm-product level of imported inputs to final prices. Our work measures the response to exchange rate shocks at a macro perspective, more aggregated, the role that imported inputs may play in the CPI.

Goldberg and Campa (2010) show that for the OECD countries, contrary to what previous literature suggested, the imported inputs channel was more relevant than the consumption side for the exchange rate pass-through. Most advanced economies are similar in terms of the share of imported inputs used in production, the importance of tradables in consumption and the share of imported goods for final consumption.

¹ Another strand of the literature exploits the role of currency invoicing for the incomplete exchange rate pass-through (Goldberg & Tille, 2016; Gopinath, Itskhoki, & Rigobon, 2010).

Goldberg and Campa (2010) show that, for these countries, around 70 percent of the pass-through is accounted for by the imported inputs component. However, it is not clear whether these patterns would persist in a divergent scenario.

Using the comparison of patterns of data of Brazil and OECD countries as a motivation, we show how the pass-through is affected when varying these numbers, including the case of Brazil. We find a different picture from the OECD countries and we disentangle the possible different channels. In the case of Brazil, the consumption side of imports accounts for slightly more than half of the exchange rate pass-through.

We follow Goldberg and Campa (2010) and Corsetti and Dedola (2005) in our theoretical framework to decompose the price aggregators and the exchange rate pass-through into different components. We quantify the channels through which the exchange rate affects the domestic prices for Brazil, comparing the results with those of advanced countries. Special attention is paid to the importance of distribution margins as well as the relative importance of imported inputs component.

For this analysis we use data obtained in Goldberg and Campa (2010) such as information on input-output matrices for advanced economies and additional parameters. For Brazil, we obtain information on input-output matrices from the Brazilian Statistical Office (IBGE) and additional sources. We also perform additional exercises starting from some scenarios to measure the sensitivity of the composition of the pass-through to changes in the distribution margin, in the share of consumption of tradables and the usage of imported inputs.

Our work is related to the extensive literature on exchange rate pass-through. Studies in exchange rate pass-through vary from those that analyze the pass-through to import prices, to wholesale prices among others. Our work focus on the impact to final consumer prices which is more directly related to the inflation and the conduct of monetary policy. The main emphasis of our work is on the relative importance of imported inputs in affecting the response of final prices to the exchange rate. Recent work has focused in this important channel as Goldberg and Campa (2010). It is complementary to those studies that look at the imported inputs channel using firm level data (De Loecker et al., 2015) or else that use micro-data from CPIs (Gopinath et al., 2010) by looking at the aggregate level response.

2. Theoretical Framework

To understand the response of the final consumer prices to exchange rate movements and to disentangle its transmission, we need to decompose the final consumer prices into its components. The basic prices are the cost of intermediate goods plus inputs, such as labor and capital, and net of taxes. Producer prices correspond to basic prices plus some taxes and subsidies. Final consumer prices correspond to the sum of producer prices to the distribution margins and taxes, usually the VAT.² Other additional taxes are included which are related to production. The final consumer price index may be modeled as originated by a utility function of consumption CES over tradable and

²In Brazil, this correspond to the ICMS.

non-tradable goods:

$$P_t = \left[\alpha (P_t^T)^{1-\phi} + (1-\alpha) (P_t^N)^{1-\phi} \right]^{\frac{1}{1-\phi}},$$

where P_t^T is the price aggregator for tradable goods; P_t^N is the price aggregator for non-tradable goods; ϕ is the price elasticity of substitution; α is the share of tradable goods in total consumption.

The exchange rate may affect P_t through both P_t^T and P_t^N . More directly, it has an impact on P_t^T since a share of the tradable goods are foreign goods. The indirect impact on P_t^T occurs through the impact of the exchange rate on the goods produced domestically that use imported inputs in production. The impact on P_t^N is more subtle occurring through the use of imported inputs, which is minor in these sectors. The price index for tradable goods, then, can be written as

$$P_t^T = \left[\alpha_T (P_t(h))^{1-\phi_T} + (1-\alpha_T) (P_t(f))^{1-\phi_T} \right]^{\frac{1}{1-\phi_T}},$$

where $P_t(h)$ is the price index for tradables produced domestically; $P_t(f)$ is the price index for foreign tradable goods consumed directly (price paid by the final consumer), measured in local currency; ϕ_T is the price elasticity of substitution; $(1-\alpha_T)$ is the import penetration ratio for tradables.

The exchange rate affects $P_t(f)$ directly, and $P_t(h)$ through imported inputs. It also affects $P_t(h)$ and $P_t(f)$ through the use of non-tradable goods which correspond to the costs on distribution, which on its own may depend on imported inputs, although this tends to be much smaller. In addition, the share of imports consumed directly may also be affected by the exchange rate, through the substitution towards domestic goods.

The final price paid by the consumer for the domestically produced good corresponds to the producer price plus the distribution costs³ which are the expenditure with non-traded goods, as described below:

$$P_t(h) = \bar{P}_t(h) + m(h, \epsilon) P_t^N,$$

where $m(h, \epsilon)$ measures how many units of nontraded goods are necessary to bring one unit of domestically produced good to the final consumer; $P_t(h)$ is the producer price of the domestically produced good. Since the domestic good is produced using imported inputs we need to include those imported inputs into the price aggregators. Following ?, optimal pricing leads to the producer price:

$$\bar{P}_t(h) = \frac{\theta}{(\theta-1)} \left[\frac{W_t}{Z_{H,t}} + \mu(h, \epsilon) \epsilon_t \frac{W_t^*}{Z_{F,t}^*} \right] + \frac{m(h, \epsilon)}{\theta-1} P_t^N,$$

where to produce one unit of the domestic good it costs $W_t/Z_{H,t}$ from domestic inputs plus $\mu(h, \epsilon) (\epsilon_t W_t^*/Z_{F,t}^*)$ of imported inputs, and $Z_{H,t}$ and $Z_{F,t}^*$ are the domestic and foreign productivity, respectively.

³Here, we follow Corsetti and Dedola (2005).

As a result, the final price to the consumer is given by

$$P_t(h) = \frac{\theta}{(\theta - 1)} \left[\frac{W_t}{Z_{H,t}} + \mu(h, \epsilon) \epsilon_t \frac{W_t^*}{Z_{F,t}^*} \right] + \frac{m(h, \epsilon)}{\theta - 1} P_t^N + m(h, \epsilon) P_t^N.$$

Rearranging,

$$P_t(h) = \frac{\theta}{(\theta - 1)} \left(\bar{Z}_{H,t} + \mu(h, \epsilon) \bar{Z}_{F,t} + m(h, \epsilon) P_t^N \right),$$

where $\bar{Z}_{H,t} = (W_t/Z_{H,t})$ and $\bar{Z}_{F,t} = (\epsilon_t W_t^*)/Z_{F,t}^*$ correspond to the effective wage per unit of productivity.

Non-tradables may also use imported inputs, hence, analogously to the domestic goods price, we can write

$$P_t^N = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_{N,t} + \mu(n, \epsilon) \bar{Z}_{F,t} \right],$$

where $\bar{Z}_{N,t} = W_t/Z_{N,t}$ corresponds to the effective wage per unit of productivity in the nontradable goods sector.

The price aggregator for foreign goods for direct consumption is analogously to the domestic good, depending on distribution costs to reach the final consumer:

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[Z_{F,t} + m(f, \epsilon) P_t^N \right],$$

where $m(f, \epsilon)$ measures how many units of nontradable goods are necessary to bring the foreign good to the final consumer. To analyze the pass-through we need to calculate the elasticities with respect to the exchange rate, by differentiating the expressions above with respect to the exchange rate, we obtain these elasticities:

$$\begin{aligned} \eta^{P,e} = \alpha \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{1-\phi} \left[\alpha_T \left(\frac{P_t(h)}{P_t^T} \right)^{1-\phi_T} \eta^{P_t^H,e} + (1 - \alpha_T) \left(\frac{P_t(f)}{P_t^T} \right)^{1-\phi_T} \eta^{P_t^F,e} \right] \\ + (1 - \alpha) \left(\frac{P_t^N}{P_t} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^N,e} \end{aligned}$$

and

$$\eta^{P^N,e} = \frac{\theta}{\theta - 1} (1 + \eta^{\mu_F(n,\epsilon)}) \left[\mu_F(n, \epsilon) \frac{\bar{Z}_{F,t}}{P_t^N} \right],$$

where η indicate the elasticity with respect to the exchange rate of each variable.

Assuming $\phi = \phi_T$, we have that:

$$\begin{aligned} \eta^{P,e} = \alpha \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{1-\phi} \left[\alpha_T \left(\frac{P_t(h)}{P_t^T} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^H,e} + (1 - \alpha_T) \left(\frac{P_t(f)}{P_t^T} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^F,e} \right] \\ + (1 - \alpha) \left(\frac{P_t^N}{P_t} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^N,e}, \end{aligned}$$

$$\eta^{P_t(h),e} = \frac{\theta}{\theta-1} \left[\eta^{P^N,e} + \eta^{m(h,e),e} \frac{m(h,e)P_t^N}{P_t(h)} + \left(1 + \eta^{\mu(h,e),e}\right) \frac{\mu(h,e)\bar{Z}_{F,t}}{P_t^N} \right],$$

$$\eta^{P_t(f),e} = 1 - \frac{\theta}{\theta-1} \frac{m(f,e)P_t^N}{P_t(f)} \left[1 - \left(\eta^{m(f,e),e} + \eta^{P^N,e} \right) \right].$$

Empirically, however, we do not observe $m(f,e)$, $m(h,e)$, $\mu(h,e)$, and $\mu(n,e)$ but only the margins of distribution and the share of imported inputs used in the production of nontraded goods and domestically produced tradable goods.

To calculate the price aggregators using this empirical information available, we rewrite the expressions above as:

$$\eta^{P^N,e} = \frac{\theta}{\theta-1} \delta_N (1 + \eta^{\mu_F(n,\epsilon)}),$$

$$\eta^{P_t(h),e} = \frac{\theta}{\theta-1} \left[\gamma \left(\eta^{P^N,e} + \eta^{m(h,e),e} \right) \right] + \delta_H \left(1 + \eta^{\mu(h,e),e} \right),$$

$$\eta^{P_t(f),e} = 1 - \frac{\theta}{\theta-1} \gamma_F \left[1 - \left(\eta^{m(f,e),e} + \eta^{P^N,e} \right) \right],$$

where:

$$\gamma = \frac{m(h,e)P_t^N}{P_t(h)},$$

$$\delta_H = \frac{\mu(h,\epsilon)\bar{Z}_{F,t}}{P_t^N},$$

$$\delta_N = \frac{\mu_F(n,\epsilon)\bar{Z}_{F,t}}{P_t^N},$$

$$\gamma_F = \frac{m(f,e)P_t^N}{P_t(f)}.$$

Note that γ is the share of distribution costs contained in the consumer price of domestically produced goods; δ is the share of imported inputs costs contained in the consumer prices of domestically produced goods; δ_N is the share of imported inputs contained in the nontradables price and γ_F is the share of distribution margin contained in the consumer price of imported goods for final consumption. These parameters are observed empirically and can be obtained from data.

Following the literature, we calibrate $Z_{H,t}$ and $Z_{F,t}$ being equal to 1.^{4,5}

Having information on $P_t(h)$ and $P_t(f)$, we can calculate the tradables price aggregator and the final consumer, P_t as well as their elasticities. The aggregate price

⁴Effective wage per unit of productivity does not vary significantly across countries and sectors. In general, productivities levels differ but not when related to wage the discrepancies are much less pronounced.

⁵To obtain the elasticity of the consumer price, P_t , we need information on the level of the price indexes as well. In the appendix, we present the details of the calculations.

for tradables and the overall aggregator are presented below:

$$P_t^T = \left[\alpha_T (P_t(h))^{1-\phi_T} + (1 - \alpha_T) (P_t(f))^{1-\phi_T} \right]^{\frac{1}{1-\phi_T}},$$

$$P_t = \left[\alpha (P_t^T)^{1-\phi} + (1 - \alpha) (P_t^N)^{1-\phi} \right]^{\frac{1}{1-\phi}}.$$

The elasticity of the CPI with respect to the exchange rate can be written as:

$$\eta^{P,e} = \alpha \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{1-\phi} \left[\alpha_T \left(\frac{P_t(h)}{P_t^T} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^H,e} + (1 - \alpha_T) \left(\frac{P_t(f)}{P_t^T} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^F,e} \right] + (1 - \alpha) \left(\frac{P_t^N}{P_t} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t^N,e}.$$

Finally, we are able to disentangle the pass-through due to the imported inputs and due to the imported goods for final consumption, which we do in accordance to:

$$ERPT^{\text{ImpGoods}} = \alpha \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{1-\phi} (1 - \alpha_T) \left(\frac{P_t(f)}{P_t^T} \right)^{1-\phi} \left(\frac{\eta^{P_t^F,e}}{\eta^{P,e}} \right),$$

$$ERPT^{\text{ImpInputs}} = \alpha \left(\frac{P_t^T}{P_t} \right)^{1-\phi} \left[\alpha_T \left(\frac{P_t(h)}{P_t^T} \right)^{1-\phi} \frac{\eta^{P_t^H,e}}{\eta^{P,e}} \right] + (1 - \alpha) \left(\frac{P_t^N}{P_t} \right)^{1-\phi} \left(\frac{\eta^{P_t^N,e}}{\eta^{P,e}} \right).$$

To discuss the exchange rate pass-through and its channels one needs to look mainly at the distribution margins, the share of imports to tradables, the share of tradables in total consumption and the imported inputs share used in the production of tradables and non-tradables.

The distribution margin affects the exchange rate pass-through mainly by dampening the pass-through. Imported goods for final consumption are distributed locally using nontradable goods, hence, the more nontradables are necessary to reach the final consumers the less important becomes the exchange rate impact on prices. The distribution margin includes mostly costs that do not depend or depend in a low extent on the exchange rate (nontradables) and therefore it reduces the relative importance of imported goods and inputs in the final consumer price.⁶

The share of imports to tradables weights the impact of the prices of imports for final consumption. The higher this share the larger will be the impact of the exchange rate on final price of consumers. Imported inputs share used in production affects the final consumer price through the tradables produced domestically, mainly. A higher usage of imported inputs tends to increase the impact of exchange rates on prices. In

⁶The domestically produced goods also incur in costs to reach the final consumption. In this case, the distribution margin, that depends mainly on nontradables, is a channel of transmission of impacts of the exchange rate to domestic prices. The higher the importance of this margin, the higher is the impact of $\eta^{P_t^N,e}$ on the elasticity of domestic goods.

a lower extent, it may affect the prices of nontradables depending on how large this share is.⁷

The share of tradables in total consumption is also relevant since it weights the prices of tradables on the price aggregator. A larger share of tradables leads to a higher impact of the exchange rate on final consumer prices. For the OECD countries alone, this component tends to be of similar magnitude, however, for developing economies the scenario might be different. The main difference arises because non-tradables are cheaper in these countries and as a result the non-tradables correspond to a smaller share of the consumption basket. In the next sections, we show how the estimates for the exchange rate pass-through change when we adjust this component and how the relative importance of the consumption and imported inputs channels may be affected.

3. Distribution Margins, Imported Inputs and the Composition of Consumption: Comparison

In this section, we present the comparison of data from some OECD countries and Brazil. We compare information on the distribution margins, the share of imports to tradables, the share of tradables in total consumption and the imported inputs share used in the production of tradables and non-tradables.

3.1 Distribution Margins

The distribution margins include the share corresponding to wholesalers and retailers and the share in transport and storage. In Brazil, for the average across industries, we observe an increase from 11.13% to 13.20% in the wholesalers and retailers' margins, while the margin of transport has not moved, going from 1.79% to 1.76%. (see [Table B-2](#) in [Appendix B](#)—include the variation within industries). Hence, expenditures on wholesale and retail services correspond to the majority of these margins, following the patterns documented for advanced countries that ranged from 8 percent to 24 percent. When comparing the aggregate margins, Brazil is located in the bottom part, with at most 15 percent of aggregate margin, while the advanced economies show some variation between 15 to 25 percent.⁸

The distribution margin affects the exchange rate pass-through mainly by dampening the pass-through since it reduces the relative importance of imported goods and inputs in the final consumer price. Compared to the other countries listed, Brazil appears as having the lower average distribution margin being closer to Germany and Portugal. This tends to make the pass-through in Brazil to be higher than in other countries.

3.2 Imported inputs into Production and the Composition of Consumption

We measure the importance of imported inputs for final prices from the input-output tables available from the Brazilian Statistical Office (IBGE), for different industries.

⁷For some countries, such as Portugal it may reach 14% of the costs of production whereas for the U.S. and Brazil reaches only 3%.

⁸Detailed information of distribution margins across industries is presented in the Appendix.

Table 1. Average Distribution Margins.

Country	Year	Average Distr. Margin
Australia	2000/2001	21.4
France	2000	19.4
Germany	2000	15.1
Portugal	1999	14.8
USA	1997	23.9
Brazil	2000	12.9

Source: Data for advanced economies obtained in [Goldberg and Campa \(2010\)](#). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Imported inputs account for approximately 9% of the final prices, ranging from 9.16% to 9.46%. (or purchaser's prices) on average. The role of imported inputs varies significantly across industries accounting for larger shares in the Electronic equipment (38.5%) and Machines and Equipment (29.7%) industries, whereas much smaller shares for (0.03%) in the Iron industry.

In terms of share of imports to tradables and imported inputs usage, Brazilian numbers seem very close to the United States. Both countries have lower numbers than the countries of comparison: the share of imported goods for direct consumption relative to tradables reaches 20 percent for them whereas for Portugal it reaches more than 40 percent.

Even more pronounced pattern is observed with respect to the imported inputs used for production of tradables and nontradables. Both Brazil and the United States have the share of imported inputs accounting for 10 to 12 percent of total cost of tradables while Australia and Germany have 20 percent, France 29 percent and Portugal 37 percent. Similar pattern occurs in the production of nontradables with Brazil and the United States having only 3 percent of imported inputs. Hence, Brazil and the United States use low share of imported inputs and consume lower proportion of imported goods having lower indices of openness which is generally attributed to both countries being large economies.

A major difference occurs with respect to the share of tradable goods in the consumption basket. Brazil presents a high share of tradables and as consequence a low share of participation of nontradables in the consumption basket. Brazil has a 47 percent of tradables in the consumption basket in contrast to 25 percent of the United States. This is probably due to the low cost of nontradables in some countries such as Portugal and in emerging economies As nontradables goods depend in a low extent on imported inputs (or much lower than tradables), a low participation of nontradables in the consumption basket tends to make the response of final consumer prices to the exchange rate higher.

Hence, the comparison across countries of the composition of the consumption basket suggests that the exchange rate pass-through to the CPI in Brazil should be higher than in the other countries considered. This then could explain different levels of pass-through and not an evolution over time. On the other hand, the comparison of

Table 2. Composition of CPI.

Country	Year	Imports to Tradables	Tradables to Consumption	Share of Imported Inputs Tradables	Share of Imported Inputs Non-Tradables
Australia	2000/01	0.27	0.31	0.18	0.09
France	2000	0.24	0.38	0.2	0.08
Germany	2000	0.33	0.36	0.27	0.09
Portugal	1999	0.45	0.42	0.37	0.14
USA	1997	0.20	0.25	0.10	0.03
Brazil	2000/09	0.18	0.47	0.12	0.03

Source: Data for advanced economies obtained in [Goldberg and Campa \(2010\)](#). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE. The share of Imported Inputs are measured relative to costs (H) and (N), respectively.

the relative importance of imports for direct consumption suggests that Brazil should have a lower pass-through to the CPI once it consumes less of imported goods.

This analysis of the consumption side is in general the only analysis considered when discussing the exchange rate pass-through to the CPI. As noted before, other channels may be relevant to this response of prices as it is the case of imported inputs used in the production.

The numbers presented shed some light on although do not clarify the composition of this response. Brazil presents lower usage of imported inputs in its production which tends to reduce the impact of the exchange rate on domestically produced prices. This tends to reduce the impact of the exchange rate on the CPI. At the same time, Brazil consumes a low proportion of imported goods for final consumption which also lowers the response of the CPI. These two effects together indicate a low pass-through to consumer prices. However, the low consumption of non-tradables tends to increase the impact of consumption goods and imported goods as a result on the final consumer price. This tends to increase the response of prices to the exchange rate.

The ultimate response of the CPI to movements in the exchange rate then depends on the relative importance of the consumption component of this response as well as on the imported inputs importance. [Goldberg and Campa \(2010\)](#) show that for the OECD countries, contrary to what the previous literature suggested, the imported inputs channel was more relevant than the consumption side. Using the comparison of patterns of data of Brazil and OECD countries as a motivation we show how the pass-through is affected when varying these numbers. We find a very different picture from the OECD countries and we disentangle the different channels. Finally, as a second exercise, we also analyze what affects the composition of this response.

4. Results

We first present in [Table 3](#) the pass-through estimated and its components for the OECD countries⁹ and for the case of Brazil. Although in terms of the CPI elasticity the

⁹These calculations were already present in [Goldberg and Campa \(2010\)](#). Here, we recalculate them for the OECD countries, with very close results. We show them in this table for the sake of comparison with the Brazilian case.

pass-through of 14 percent is not far from the pass-through for the OECD countries, we see clearly that the composition of the pass-through is quite different.

For the OECD countries, the majority of the pass-through is accounted for by the imported inputs part, reaching 75 percent for Australia, 70–71 percent for France and Germany and 62 percent for Portugal. For Brazil around 51 percent of the pass-through comes from the consumption part.

For Brazil, the consumption of imports part is much more sensitive to the exchange rate. This result comes from the fact that although the import penetration ratio of imports is low (18 percent) the usage of imported inputs is also very low, reaching for domestic tradable goods 12 percent. This combined with the fact that distribution costs are low and that the participation of tradables is larger for Brazil imply the high participation of the consumption side on the total pass-through.

If one compares only the US and Brazil, the differences between the two countries are the share of tradables in consumption (Table 2) and the distribution margin (Table 1). Brazil consumes a larger share of tradables, which should increase the pass-through if compared to the US and that is what we observe in fact. At the same time, the composition of the pass-through differs significantly. This suggests that the share of tradables in the consumption basket is relevant to determine the pass-through to the CPI even in the data.¹⁰

In this section, we exploit in detail the possible sources for these differences and the role of each parameter in determining the pass-through and its components.

To analyze and disentangle the relevance of each channel of transmission of the exchange rate shocks we proceed by selecting two scenarios and making some parameters variations to assess the response of the exchange rate pass-through and its decomposition.

The first scenario is based on Portugal which is one of the OECD countries that presented the highest pass-through. We, then, change parameters one at a time to see how the pass-through and its components are affected. Table 4 presents the results.

Table 3. Composition of CPI Elasticity.

Country	Year	CPI Elasticity	Imported Inputs	Consumption of Imports
Australia	2000/01	0.17	75	25
France	2000	0.19	71	29
Germany	2000	0.21	70	30
Portugal	1999	0.33	62	38
USA	1997	0.08	59	41
Brazil	2000/09	0.14	49	51

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE. This table reports the results when the elasticity of substitution is θ equals 10.

¹⁰It is worth noticing that the prediction is for this share to decrease in the next few years in Brazil, which should reduce the pass-through to the CPI as well it should alter its composition—the relative importance of tradables being reduced it reduces the importance of foreign goods for consumption, increasing the relative importance of imported inputs.

Table 4. Composition of CPI Elasticity.

Country	Year	CPI Elasticity	Imported Inputs	Consumption of Imports
Australia	2000/01	0.21	0.81	0.19
France	2000	0.21	0.75	0.25
Germany	2000	0.24	0.75	0.25
Portugal	1999	0.36	0.65	0.35
USA	1997	0.09	0.65	0.35
Brazil	2000/09	0.15	0.55	0.45

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE. This table reports the results when the elasticity of substitution is θ equals 4.

Table 5. Sensitivity Analysis – High Exchange Rate Pass-Through.

	Actual	$\Delta\alpha$	$\Delta\alpha_t$	$\Delta\delta_h + \Delta\delta_n$
α	0.42	0.20	0.42	0.42
$(1 - \alpha_t)$	0.45	0.45	0.30	0.45
δ_n	0.14	0.14	0.14	0.03
δ_h	0.37	0.37	0.37	0.20
γ	0.148	0.148	0.148	0.148
η_p	0.36	0.26	0.33	0.23
% Imported Inputs	0.52	0.69	0.65	0.30
% Imported Consumption	0.48	0.31	0.35	0.70

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Notes: The first column reports the parameters and results for the benchmark case (actual data) which in this case is Portugal. The remaining columns report sensitivity analysis when changing parameters from the benchmark. Parameters: α corresponds to the share of consumption of tradables; $(1 - \alpha_t)$ is the share of consumption of imported goods in the tradable goods; δ_h and δ_n are the share of imported inputs used in production of domestic goods and non-tradables, respectively; γ is the margin of distribution.

The reduction of the importance of the tradables in the consumption basket (Column 2) leads to a decrease in the exchange rate pass-through to final consumer prices, as expected. At the same time, most of the pass-through in this case comes from the imported inputs channel, since the consumption of tradables is less important, increasing its importance by more than 10 percentage points.

A decrease in the importance of foreign goods for final consumption (Column 3) increases the importance of imported inputs for the pass-through, although keeping the overall pass-through close to original level, 0.33 versus 0.36. The importance of imported inputs increases by a large amount, by almost 15 percentage points.

However, when there is a reduction in the use of domestic imported inputs (Column 4) the role of imported inputs accounting for the pass-through is very diminished. The sensitivity of the pass-through to these parameters seems very large. The imported inputs part accounts for only 30 percent of the total pass-through in this case. Overall, the total pass-through also decreases for about 10 percentage points compared to the original level, but it is close to the level obtained in Column 2.

The second scenario has as starting point the calibrations for France since it was the country that presented the highest importance of imported inputs for the pass-through. Table 6 shows the results.

The share of tradables in the consumption basket affects the pass-through importantly and the importance of imported inputs. When calibrating this share to the levels of Portugal and Brazil (from 30 to 47 percent), for instance, the pass-through increases by 6 percentage points whereas the decomposition of it is not as much affected. (see Table 5, Column 2).

On the other hand, if the share of imported goods (import penetration) for final consumption is increased by a considerable amount, close to Brazilian standards (from 24 to 55 percent), the total pass-through is affected by 4 percentage points, but the relative importance of the imported inputs channel is very much reduced, going from 73 percent (Column 1) to 54 percent in this scenario (Column 3). Hence, a dramatic increase in the share of imported goods—around 20 percentage points—increases the overall pass-through by only 4 percentage points suggesting that the overall pass-through is not very sensitive to the import penetration ratio corroborating what was obtained for the first scenario.

In the last columns, columns 4 to 6, we analyze the impact of the usage of imported inputs for the pass-through. A decrease in the usage of imported inputs in the tradables sector by 9 percentage points (Column 4) reduces the total pass-through in 2 points and decreases the importance of inputs by 3 points, maintaining the imported inputs channel as responsible for more than 70 percent of total pass-through, suggesting a low impact of this channel in this context.

A decrease in the usage of imported inputs in the nontradable sectors (Column 5) by 7 percentage points decreases the pass-through in 6 percentage points and decreases the participation of the imported inputs channel from 73 percent (Column 1) to 62 percent (Column 5). This considerable impact of the usage of foreign inputs in the nontradable sector in contrast to what occurs in the tradable sector arises due to the

Table 6. Sensitivity Analysis – High Share Imported Inputs.

	Actual	$\Delta\alpha$	$\Delta\alpha_t$	$\Delta\delta_h$	$\Delta\delta_n$	$\Delta\delta_h + \Delta\delta_n$
α	0.30	0.47	0.30	0.30	0.30	0.30
$(1 - \alpha t)$	0.24	0.24	0.55	0.24	0.24	0.24
δ_n	0.10	0.10	0.10	0.10	0.03	0.03
δ_h	0.29	0.29	0.29	0.20	0.29	0.20
γ	0.194	0.194	0.194	0.194	0.194	0.194
η_p	0.21	0.27	0.25	0.19	0.15	0.13
% Imported Inputs	0.73	0.65	0.54	0.70	0.62	0.57
% Imported Consumption	0.27	0.35	0.46	0.30	0.38	0.43

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Notes: The first column reports the parameters and results for the benchmark case (actual data) which in this case is Portugal. The remaining columns report sensitivity analysis when changing parameters from the benchmark. Parameters: α corresponds to the share of consumption of tradables; $(1 - \alpha_t)$ is the share of consumption of imported goods in the tradable goods (import penetration ratio); δ_h and δ_n are the share of imported inputs used in production of domestic goods and non-tradables, respectively; γ is the margin of distribution.

additional impact of the nontradable in the distribution margins. In this scenario, the elasticity of the nontradable prices to the exchange rate is very much affected and this impacts the overall price movements through the distribution margin, which in this case is non-negligible (19.4). Hence, in this context, considering the level of distribution margin for France of 19.4 percent, the nontradable sector has an important role in affecting the total pass-through.

When the usage of imported inputs in both sectors is reduced to the US levels (Column 6), total pass-through is reduced by 8 percentage points, almost by half. The relevance of the imported inputs in accounting for the total pass-through also decreases by large, reaching only 57 percent vis-a-vis 73 percent originally, although this part still responds for more than half of the pass-through.

5. Additional Exercises

In this section, we perform two additional exercises to analyze how the pass-through is affected by diverse economic environments. Brazil and the United States are similar with respect to several aspects sharing the fact that they are considered closed economies when compared to others, not presenting large degrees of openness, which is in general due to the size of the domestic consumer markets. For this reason, we evaluate how changes in the characteristics of the US economy affect the total pass-through as well as the relative importance of imported inputs for this pass-through. In particular we look for which component of the pass-through may be responsible for the difference in the calculated pass-through between the two countries.

The results for the USA are presented in Table 7. The first column shows the actual data for the US and the other columns correspond to changes in specific parameters as indicated at the top of each column.

If we change only the distribution margin by imputing the data for Brazil (13%, Column 2), reducing it by almost half, we observe an impact of 2 percentage points

Table 7. Sensitivity Analysis — USA Parameters.

	Actual	$\Delta\gamma$	$\Delta\alpha$	$\Delta\delta_n$	$\Delta\delta_n + \Delta\delta_n$
α	0.25	0.25	0.47	0.25	0.25
$(1 - \alpha_t)$	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20
δ_n	0.03	0.03	0.03	0.10	0.10
δ_n	0.12	0.12	0.12	0.12	0.29
γ	0.24	0.129	0.24	0.24	0.24
η_p	0.08	0.10	0.13	0.15	0.20
% Imported Inputs	0.58	0.51	0.48	0.76	0.80
% Imported Consumption	0.41	0.49	0.52	0.24	0.20

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Notes: Parameters: α corresponds to the share of consumption of tradables; $(1 - \alpha_t)$ is the share of consumption of imported goods in the tradable goods; δ_n and δ_n are the share of imported inputs used in production of domestic goods and non-tradables, respectively; γ is the margin of distribution.

on the total pass-through to final prices but a more pronounced effect on the relative importance of imported inputs versus consumption of imported goods.

If we change only the share of tradables in the consumption basket, by almost doubling it, this decreases the relevance of imported inputs significantly, going from 58 percent to 48 percent (Column 1 and Column 3), since the consumption of foreign goods becomes more important in total consumption. In this case, however, total pass-through is very much affected, it goes from 8 percent to 13 percent, an increase of 5 percentage points.

If there is an increase in the usage of imported inputs in tradables and nontradables (Columns 4 and 5), the relative importance of imported inputs increases by a large amount as expected (from 58 percent to 76 and 80 percent, respectively, and the total pass-through also increases significantly, going from 8% to 15% or 20%. (Column 1 to 4 and 5).

For Brazil, results are in Table 8. Contrary to the results for the OECD countries, the consumption of foreign goods accounts for slightly more than 50 percent of the total pass-through. Cutting by almost half the share of tradables (to US levels) reduces the total pass-through by 5 percentage points but increases the importance of imported inputs by 9 percentage points, making imported inputs respond for 58 percent of total pass-through.¹¹

Changing the distribution margin from 13 percent to 20 percent does not affect much the results, it does not affect the total pass-through (Columns 1 and 4) neither its composition. However, note that this was not the case for the US. As it can be seen, the distribution margin had a much larger impact on the composition of the pass-through of around 8 percentage points.

In terms of total pass-through what really seems to make a difference is the usage of imported inputs—more than doubling the usage (to 29 percent (close to Germany levels) causes the pass-through to go from 14 percent to 26 percent. The relative

Table 8. Sensitivity Analysis – Brazil Parameters.

	Actual	$\Delta\alpha$	$\Delta\delta_h + \Delta\delta_n$	$\Delta\gamma$	$\Delta\delta_h + \Delta\delta_n + \Delta\gamma$
α	0.47	0.25	0.47	0.47	0.47
$(1 - \alpha_t)$	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18
δ_n	0.03	0.03	0.10	0.03	0.10
δ_h	0.12	0.12	0.29	0.12	0.29
γ	0.13	0.13	0.13	0.20	0.20
η_P	0.14	0.09	0.26	0.14	0.26
% Imported Inputs	0.49	0.58	0.70	0.52	0.49
% Imported Consumption	0.51	0.42	0.30	0.48	0.51

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Notes: Parameters: α corresponds to the share of consumption of tradables; $(1 - \alpha_t)$ is the share of consumption of imported goods in the tradable goods; δ_h and δ_n are the share of imported inputs used in production of domestic goods and non-tradables, respectively; γ is the margin of distribution.

¹¹ Actually, Column 2 of Table 8 is almost the same as Column 2 of Table 7, the only difference is the $(1 - \alpha_t)$ component which is 0.82 for Brazil and 0.80 for the US.

importance of imported inputs, as expected, becomes very large going from 49 percent to 70 percent. Similar results, in the same direction and magnitude, were obtained for the USA.

Overall, for Brazil, we observe that the distribution margin does not have a large impact neither on the total pass-through nor on the relative importance of each component for the pass-through.

6. Decomposing the Exchange Rate Pass-through – Components

The impact of the exchange rate on the prices of nontradables depends crucially on the importance of imported inputs used in the production. Hence, for Brazil and the United States we have a low pass-through to prices while for Portugal the elasticity increases 5 times.

The response of domestically produced tradable goods to movements in the exchange rate is low due to reduced participation of imported inputs in their production, therefore, we observe a pass-through similar to the United States.

We see that in this model the pass-through for the foreign goods is very sensitive to the distribution margin - if there were no distribution costs the pass-through would be complete, whereas for Brazil is around 83% (86%) and for the US is of 70% (74%). We can also note that the pass-through for Brazil is 13 percentage points higher than for the US, whereas the distribution margin corresponds to 13% for Brazil and 24% for the US.

It is worth noticing that regarding the parameters that affect $P_t(h)$, i.e., γ , δ_h and $\eta^{P^N,e}$, Brazil and the US differ only by γ , which is the distribution margin parameter. The pass-through to domestically produced prices is very similar to Brazil and the US suggesting that the distribution margin does not affect this elasticity in a large extent.

These numbers combined with the fact that tradables account for a significantly larger share of the consumption basket in Brazil results in a high response of the CPI to shocks in the exchange rate, as it becomes evident in [Table 9](#).

Table 9. Nontradable Goods Sector.

Country	Year	Share of Imported Inputs Relative to costs	$\eta^{P^N,e}$	$\eta^{P^N,e}$
			$\theta = 4$	$\theta = 10$
Australia	2000/01	0.09	0.12	0.10
France	2000	0.08	0.11	0.09
Germany	2000	0.09	0.12	0.10
Portugal	1999	0.14	0.19	0.15
USA	1997	0.03	0.04	0.03
Brazil	2000/09	0.03	0.04	0.03

Source: Data for advanced economies obtained in [Goldberg and Campa \(2010\)](#). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Table 10. Tradable Goods Sector.

Country	Year	Share of Imported Inputs Relative to costs	$\eta^{P^H,e}$ $\theta = 4$	$\eta^{P^F,e}$ $\theta = 4$
Australia	2000/01	0.18	0.31	0.52
France	2000	0.20	0.31	0.60
Germany	2000	0.27	0.43	0.53
Portugal	1999	0.37	0.57	0.64
USA	1997	0.10	0.14	0.69
Brazil	2000/09	0.12	0.17	0.83

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Table 11. Tradable Goods Sector.

Country	Year	Share of Imported Inputs Relative to costs	$\eta^{P^H,e}$ $\theta = 10$	$\eta^{P^F,e}$ $\theta = 10$
Australia	2000/01	0.18	0.25	0.59
France	2000	0.20	0.25	0.67
Germany	2000	0.27	0.34	0.60
Portugal	1999	0.37	0.47	0.69
USA	1997	0.10	0.12	0.74
Brazil	2000/09	0.12	0.14	0.86

Source: Data for advanced economies obtained in Goldberg and Campa (2010). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

7. Conclusion

This work analyzes the channels through which the exchange rate affects final consumer prices focusing in the comparison of advanced countries and emerging economies. We find that a key aspect to the exchange rate pass-through is the relative importance of tradables in the consumption basket as well as the share of imported inputs.

To illustrate we can compare Brazil to the US. Both countries are similar in many aspects, with the usage of imported inputs and the share of imported goods of very close magnitude. The differences arise only with respect to the share of tradables in the consumption basket with Brazil having a larger share and the distribution margin with US having 24 percent versus Brazil with 13 percent.

The higher share of tradables in the consumption basket of Brazil may reflect the fact that non-tradables are usually cheaper in developing economies. Hence the share of non-tradeables is smaller in these countries with Brazil having a share of non-tradables equal to 53 percent versus around 75 percent for the US. This has a direct impact on the exchange rate pass-through to final prices, η_P and also to the composition of this pass-through.

If you calibrate the model to the US parameters but imputes the share of tradables of Brazil, the pass-through increases by 5 percentage points. Also, the composition of

this pass-through is largely affected having the relative importance of imported inputs gone from 58 percent to 48 percent.

This result comes from the combination that although the import penetration ratio of imports is low (18 percent) the usage of imported inputs is also very low, reaching for domestic tradable goods 12 percent. This combined with the fact that distribution costs are low and that the participation of tradables is larger for Brazil imply the high participation of the consumption side on the total pass-through.

References

- Auer, R. A., & Schoenle, R. S. (2016). Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 98(C), 60–77. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.10.003>
- Corsetti, G., & Dedola, L. (2005). A macroeconomic model of international price discrimination. *Journal of International Economics*, 67(1), 129–155. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.09.009>
- De Loecker, J., Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K., & Pavcnik, N. (2015). Prices, markups and trade reform. *Econometrica*, 84(2), 445–510. <http://dx.doi.org/10.3982/ECTA11042>
- Dong, W. (2012). The role of expenditure switching in the global imbalance adjustment. *Journal of International Economics*, 86(2), 237–251. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.08.017>
- Gaulier, G., Lahrière-Révil, A., & Méjean, I. (2008). Exchange-rate pass-through at the product level. *Canadian Journal of Economics*, 41(2), 425–449. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2966.2008.00469.x>
- Goldberg, L. S., & Campa, J. M. (2010). The sensitivity of the CPI to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 392–407. <http://dx.doi.org/10.1162/rest.2010.11459>
- Goldberg, L. S., & Tille, C. (2016). Micro, macro, and strategic forces in international trade invoicing: Synthesis and novel patterns. *Journal of International Economics*, 102, 173–187. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.07.004>
- Gopinath, G., Itskhoki, O., & Rigobon, R. (2010). Currency choice and exchange rate pass-through. *American Economic Review*, 100(1), 304–336. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.100.1.304>
- Gust, C., Leduc, S., & Vigfusson, R. (2010). Trade integration, competition, and the decline in exchange-rate pass-through. *Journal of Monetary Economics*, 57(3), 309–324. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.001>
- Marazzi, M., & Sheets, N. (2007). Declining exchange rate pass-through to U.S. import prices: The potential role of global factors. *Journal of International Money and Finance*, 26(6), 924–947. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.12.003>

Appendix A.

In this appendix, we show the expressions for the price aggregators which enter the elasticities with respect to the exchange rate presented in the text.

$$P_t^N = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_N + \mu(n, e) \bar{Z}_F \right],$$

$$P_t(h) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_H + m(h, e) P_t^N + \mu(n, e) \bar{Z}_F \right],$$

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_F + m(f, e) P_t^N \right].$$

First, solve for P_t^N . From the expression below, we know δ_N ,

$$\delta_N = \frac{\mu_N(n, e) \bar{Z}_F}{P_t^N}$$

$$\delta_N P_t^N = \mu_N(n, e) \bar{Z}_F.$$

Substituting back into the expression for P_t^N :

$$P_t^N = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_N + \delta_N P_t^N \right]$$

$$P_t^N = \frac{\theta}{\theta(1 - \delta_N) - 1} \bar{Z}_N.$$

Final Consumer Domestically produced prices:

$$P_t(h) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_{H,t} + \mu(h, e) \bar{Z}_{F,t} + m(h, \epsilon) P_t^N \right]$$

$$\gamma = \frac{m(h, \epsilon) P_t^N}{P_t(h)}$$

$$\delta = \frac{\mu(h, \epsilon) \bar{Z}_F}{P_t(h)}$$

$$\gamma P_t(h) = m(h, \epsilon) P_t^N$$

$$\delta P_t(h) = \mu(h, \epsilon) \bar{Z}_F$$

Substituting back into the expression for $P_t(h)$, we obtain that:

$$P_t(h) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left[\bar{Z}_H + \delta P_t(h) + \gamma P_t(h) \right]$$

$$P_t(h) = \frac{\theta}{\theta(1 - \gamma - \delta) - 1} \bar{Z}_H.$$

Final Consumer Foreign produced prices

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left(\bar{Z}_F + m(f, e)P_t^N \right)$$

$$\gamma_F = \frac{m(f, e)P_t^N}{P_t(f)}.$$

Rearranging:

$$\gamma_F P_t(f) = m(f, e)P_t^N$$

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta - 1} \left(\bar{Z}_F + \gamma_F P_t(f) \right)$$

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta(1 - \gamma_F) - 1} \bar{Z}_F.$$

Appendix B. Distribution Margins

Appendix B.1 Distribution Margin Elasticities

We estimate the distribution margins elasticity to the exchange rates from the industry level data we have for Brazil. As previously discussed, the distribution margins seem to play a relevant role in dampening the response of final consumer prices to the exchange rate. However, the reaction of the distribution margins to movements in the exchange rate may affect this response: if the margin is reduced during depreciation, for instance, the pass-through is magnified.

We then construct a panel by industry and for a ten-year period and we estimate the following regression:

$$\Delta m_t^S(e) = \alpha_t + \alpha_s + \beta \Delta e_t^S + v_t,$$

where Δ denotes the first difference of the variable in logs; e_t^c corresponds to the exchange rate, here we consider effective exchange rate, sectoral and nominal exchange rates; $m_t^c(\cdot, e)$ the margin corresponds to sectoral margins of distribution obtained from the input-output matrix.

Hence, we have a panel of different industries from 2000 to 2009. Year fixed effects (α_t) and industry fixed effects (α_s) were included.

The results for this regression are presented in [Table B-1](#). We consider the real exchange rate which allows us to compare with the results for the advanced countries.

Table B-1. Estimation Exchange Rate Pass-Through for Brazil.

	Nominal Exch. Rate	Nominal Exch. Rate	Real Exch. Rate	Real Exch. Rate	Sectoral Exch. Rate	Sectoral Exch. Rate
Elasticity	-0.14*	-0.14*	-0.26*	-0.25*	-0.20*	-0.19*
t-stat	-4.60	-4.84	0.03	0.04	-5.00	-4.43
Industry Fixed Effects	No	Yes	No	Yes	No	Yes
R^2	0.01	0.11	0.07	0.15	0.02	0.11
No. Obs.	62	62	62	62	62	62

Source: Data for advanced economies obtained in [Goldberg and Campa \(2010\)](#). Data from Brazil obtained from input-output matrices from IBGE.

Our results indicate that the reaction of the distribution margin is between 14 to 25 percent of the change in the exchange rate. With this, we could investigate the impact on the exchange rate. In the exercises presented we assume that this response is zero.

Appendix B.2 Distribution Margins and Imported Inputs Shares Across Industries

In this Appendix, we present the distribution margins and the imported input shares for Brazil across sectors. We present the average, the maximum and the minimum values for each industry.

Table B-2. Distribution margins across sectors and imported inputs use.

	Distribution Margin			Imported Input Share		
	Avg	Max	Min	Avg	Max	Min
Coffee (bean)	0.00	0.00	0.00	10.30	8.90	12.30
Sugar cane	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Rice	1.50	0.20	5.50	9.40	7.70	11.70
Wheat (grain)	60.40	50.30	77.40	5.90	4.30	7.60
Soy bean	1.20	0.10	2.80	17.60	14.00	20.60
Cotton	0.00	0.00	0.10	2.10	1.50	2.80
Corn	0.90	0.40	2.40	10.90	8.70	14.70
Other agriculture products	3.70	3.40	4.20	13.60	12.00	16.10
Metal ores (Iron)	0.00	0.00	0.10	3.70	2.90	4.60
Other mining products	25.20	20.60	31.80	7.00	6.20	8.50
Crude petroleum and natural gas	25.30	20.90	31.40	0.00	0.00	0.00
Coal and lignite; peat	83.60	73.10	86.10	0.00	0.00	0.00
Non-metal mining products	4.60	4.00	5.20	16.60	15.40	18.40
Basic Metals	3.60	1.40	8.50	3.20	2.90	3.40
Steel Products	6.20	3.80	9.90	4.50	3.90	5.50
Fabricated basic metal products	18.60	15.10	22.20	2.30	2.10	2.40
Other Fabricated metal products	6.40	5.20	7.10	7.00	6.40	7.40
Machinery and Equipment	29.70	25.60	36.50	11.90	10.60	13.00
Transport Equipment	8.80	7.40	12.10	10.90	10.00	11.60
Electrical machinery	20.00	15.10	29.90	12.80	10.70	14.50
Electronic Equipment	38.50	36.10	41.10	15.20	12.70	19.80
Motor vehicles	9.40	5.50	13.70	14.20	12.70	15.80
Other motor vehicles	18.90	15.50	23.50	8.50	7.90	9.00
Wood, wood products and furniture	1.70	1.50	2.00	15.60	13.30	19.20
Pulp, paper and paper products	4.40	3.70	5.50	11.90	10.10	15.00
Rubber products	16.00	13.60	19.10	21.90	18.90	25.90
Chemicals and chemical products	21.90	18.90	26.50	10.50	8.50	12.90
Coke and refined petroleum	27.50	23.60	32.30	4.50	3.30	5.70
Other chemicals	20.00	17.50	22.60	6.70	5.10	8.40
Pharmaceuticals	21.70	19.00	26.20	24.30	22.90	27.50
Plastic Products	7.80	7.10	9.10	8.20	6.00	10.30
Natural Fibers	7.70	3.80	15.60	8.10	5.50	11.40
Natural Textiles	3.50	1.20	8.00	16.60	14.70	21.00
Synthetic Fibers	23.20	4.60	47.00	5.50	4.20	7.30
Synthetic Textile	19.60	15.10	22.00	13.90	10.80	16.40
Other Textile	5.40	4.10	7.40	12.90	10.40	17.30
Wearing apparel	2.20	1.30	3.70	25.50	23.60	28.30
Weather and Weather products	3.80	2.50	5.40	14.00	11.80	18.10
Food Products	2.72	1.88	4.10	13.95	12.54	16.26
Beverages	4.00	3.40	4.80	20.90	17.60	25.50

Source: Data for Brazil obtained from input-output matrices from IBGE (2000–2009).

Liberdade Econômica e Crescimento (1970–2014)

LUCCAS ASSIS ATTÍLIO*

Sumário

1. Introdução	23
2. Liberdade econômica e crescimento econômico	24
3. Descrição dos dados	26
4. Análise econométrica	28
5. Conclusão	41
Apêndice	43

Palavras-chave

Liberdade econômica, crescimento econômico, convergência

JEL Codes

O40, O47, O50

Resumo • Abstract

The article relates economic freedom to growth between 1970 and 2014 for a sample of 107 countries. The proxy for economic freedom, the index of economic freedom, showed to be significant and positive in most regressions. In the analysis of income convergence, when not controlling the initial level of income, the estimates indicated that the initial level of freedom led to greater growth. However, when including control of the initial income, this result was not maintained. It is concluded that economic freedom is associate in a positive and persistent way with the long-term economic growth.

crescimento econômico de longo prazo.

1. Introdução

Das últimas décadas do século XIX até o início da Primeira Guerra Mundial diversas economias experimentaram forte crescimento econômico — acompanhado por crescente padrão de vida desfrutado pela população. Essa reversão — ou fim da primeira onda de globalização comercial e financeira, como é cunhada por [Mishkin \(2009\)](#) — foi acompanhada pelo fortalecimento de movimentos autoritários, como os regimes do nazismo e fascismo, por políticas protecionistas e a consequente redução do comércio internacional, pela Grande depressão, e por outra grande guerra; em uma palavra, pela restrição da liberdade individual.

Superada essa fase as economias se organizaram e voltaram a acreditar no comércio internacional, gerando outra onda de globalização comercial, também acompanhada por aumento da renda mundial ([Hobsbawm, 2003](#); [Mishkin, 2009](#)). Todavia, ela tem sido atacada contemporaneamente. O movimento do Brexit, a ascensão de Donald Trump, o recrudescimento de políticas protecionistas, o xenofobismo e a sua subsequente restrição da mobilidade de mão-de-obra, o crescente autoritarismo da Turquia, Síria, Venezuela, entre outros partidos de extrema direita ou esquerda. A

*Universidade Federal de Ouro Preto, Departamento de Ciências Econômicas (UFOP/DEECO). Rua do Catete 166, Centro, Mariana, Minas Gerais, MG, Brasil. [0000-0002-5497-1043](mailto:luccas.attilio@ufop.edu.br)

luccas.attilio@ufop.edu.br

crescente adesão de pessoas a esses movimentos confirma o clima de insatisfação com o atual funcionamento da economia de mercado. Parece que de tempos em tempos é esquecida uma parte da história.

Essa possível reversão mostra miopia ao desconsiderar o papel da liberdade econômica dos indivíduos como motor para maior crescimento econômico, além de gerar maior liberdade política e harmonia inter e intranacional. Esse artigo foi construído com essa visão. O objetivo é mostrar a associação entre liberdade econômica e crescimento econômico com a hipótese de que essa relação é positiva. A crescente prosperidade que as sociedades desfrutam desde a Revolução industrial fortalece essa hipótese.

O período de análise abrange os anos de 1970 a 2014, com uma amostra de 107 países de diferentes localidades. A liberdade econômica é representada pelo índice de liberdade econômica do Fraser Institute. A partir disso realizam-se vários testes econométricos para verificar os resultados e se os mesmos se mantêm ao alterar a especificação, a estimação e as *proxies*.

Os resultados confirmam a hipótese. Maior liberdade econômica é relacionada com maior crescimento da renda per capita, maior estoque de capital por trabalhador, maior produtividade e maior nível de investimento. Em resumo, a liberdade econômica tem uma correlação positiva e persistente com importantes variáveis de crescimento econômico.

Além dessa introdução, o artigo se estrutura em 4 seções. A [seção 2](#) descreve brevemente argumentos em prol da liberdade econômica; a [seção 3](#) descreve os dados utilizados; a [seção 4](#) realiza os exercícios econométricos; a [seção 5](#) realiza comentários conclusivos.

2. Liberdade econômica e crescimento econômico

O tópico liberdade econômica é alvo de fortes discussões. De um lado há os partidários pela ampliação da liberdade individual, enquanto do outro há os que argumentam que maior liberdade poderia solapar os avanços conquistados e desestruturar a sociedade (Polanyi, 2000). Uma forma de evitar esse desdobramento seria por intervenções públicas, o governo mediando conflitos distributivos (Gorz, 2003; Harvey, 2016). A hipótese desse artigo é a de que liberdade econômica é relacionada de forma positiva com o crescimento econômico. Consequentemente, essa seção será construída descrevendo — de forma sucinta — o argumento de autores destacados nesse campo. Antes, porém, é preciso conceituar o termo liberdade econômica.

Liberdade econômica pode ser entendida pela limitação imposta pelo governo, por meio de leis, para a conduta individual. Os seus pilares são a propriedade privada, os contratos e o Estado de Direito. Dada essa limitação, o indivíduo está livre para perseguir os seus objetivos de diferentes formas, contanto que respeite as leis. Daí há o poder de polícia do Estado, o uso da coerção e da força para reprimir condutas contrárias às pré-estabelecidas (Hayek, 1995; Friedman, 2017). A literatura apresenta variações dessa definição, mas de um modo geral é circunscrita a essa definição.

Segundo Adam Smith (2003), maior liberdade econômica possibilitaria melhor alocação de capital, tornando-o mais produtivo e gerando maior riqueza para a sociedade. Ao erguer barreiras e impor dificuldades na sua mobilidade, o governo estaria

reduzindo a eficiência alocativa da economia. Assim, tributações distorcidas, políticas de proteção a determinados setores e regulações que tornassem o setor privado menos dinâmico estariam contribuindo para um menor crescimento. [Smith \(2003\)](#) ao longo do livro cita vários exemplos para corroborar essa ideia, não se limitando apenas ao fator de produção capital, mas também ao trabalho.

[Hayek \(1983, 1995, 2010\)](#) segue esse pensamento e o leva para o campo político. A restrição da liberdade econômica acarretaria não somente no empobrecimento da sociedade, como também na restrição da liberdade política. Desse modo, a liberdade econômica seria um requisito necessário para a liberdade política. O autor se empenha em mostrar que o crescimento na utilização do governo nos conflitos privados tenderia a minar o escopo de ação dos indivíduos, culminando não somente em um maior Estado, mas também alterando a forma de pensar da população. Esta apoiaria a intervenção do Estado para a maioria das dificuldades econômicas. O povo legitimaria um governo interventor, seria criado um pensamento de que o Estado é necessário nos conflitos privados. Contextualizando com a economia brasileira, a greve dos caminhoneiros, ocorrida aproximadamente no meio do ano de 2018, evidencia essa tese. Nessa greve foi defendido o congelamento do preço do diesel, o tabelamento dos fretes, entre outras medidas, às quais caracterizam a intervenção do Estado nos negócios privados.

[Mises \(2009, 2010\)](#) afirma que a economia é formada pela cooperação voluntária entre indivíduos, com cada um deles buscando diferentes objetivos, e que restrições a essa interação seriam danosas para o desenvolvimento da sociedade. “A essência da sociedade é a própria ação dos indivíduos” ([Mises, 2010](#), p.70). Limitações na liberdade econômica prejudicariam a otimização dos indivíduos. É um desdobramento da tese da “mão invisível” de Adam Smith, com a utilização do conceito da praxeologia, o estudo da ação humana.

A relação entre liberdade econômica, liberdade política e prosperidade também é enfatizada por Milton Friedman ([2017](#)). Este defende o recuo da participação do Estado na economia, “a maior ameaça à liberdade humana é a concentração de poder, seja nas mãos do governo, seja na de qualquer outra pessoa” ([Friedman & Friedman, 2015](#), p.333), e a maior liberdade para os agentes por meio de medidas que facilitem o intercâmbio: “[u]ma economia predominantemente de troca voluntária (...) abriga em si o potencial para promover tanto a prosperidade quanto a liberdade humana” ([Friedman & Friedman, 2015](#), pp. 29 e 30).

Há outros autores que poderiam ser citados, mas dada a limitação de espaço, a exposição será delimitada a esses. No campo aplicado, trabalhos se propuseram a testar variáveis relacionadas à liberdade econômica com o crescimento econômico. Crescimento econômico é afetado de forma negativa pelo consumo do governo, pela instabilidade política, por distorções do mercado ([Barro, 1991](#)), e pela tributação excessiva ([Restuccia, 2009](#)); é impulsionado pela entrada de investimento estrangeiro direto ([Bengoa & Sanchez-Robles, 2002](#)), pelo investimento acionário ([Bekaert, Harvey, & Lundblad, 2005](#)), pelo comércio internacional ([Barro, 1996](#); [Cole, Ohanian, Riascos, & Schmitz, 2005](#)), pela estabilidade da inflação ([De Gregorio & Lee, 1999](#)), pela disponibilidade de crédito ([Demirguc-Kunt & Levine, 1996](#)), e por instituições adequadas ([Acemoglu, Johnson, & Robinson, 2001](#); [Acemoglu & Robinson, 2012](#)).

Ainda que esses trabalhos não apontem especificamente o termo liberdade econômica, as variáveis que analisaram consubstanciam nesse conceito. O índice de liberdade econômica que será usado como proxy para liberdade econômica engloba essas nuances. A próxima seção o descreverá.

3. Descrição dos dados

Para avaliar o crescimento econômico será utilizada a variável taxa de crescimento do produto interno bruto real em paridade de poder de compra (*pibp*), disponibilizado pelo Penn World Table (PWT) 90, multiplicada por 100 para deixá-la em porcentagem. O PWT fornece a mensuração do PIB tanto pela ótica da oferta quanto pela demanda. Optou-se pela ótica da oferta.

Outras variáveis dependentes serão usadas ao longo das regressões, como a taxa de crescimento do estoque real de capital per capita em paridade de poder de compra (PPC), *capip*. Também obtida pelo PWT (multiplicada por 100) e utilizada no trabalho de Eggertsson, Lancastre, e Summers (2018). As demais variáveis podem ser vistas na Tabela A-1 no Apêndice, a qual retrata a especificação de cada uma delas.

A variável de maior interesse é o índice de liberdade econômica (*free*). Esse índice é composto por 5 componentes (a Tabela A-2 no Apêndice detalha cada componente): tamanho do governo, Estado de direito e proteção da propriedade privada, solidez da moeda, liberdade comercial e regulação. Cada um desse subíndice varia de 0 a 10: quanto mais bem avaliado este for, maior será o seu valor. O mesmo é válido para o índice como um todo (*free*, variando de 0 a 10. Quanto mais próximo de 10, maior tende a ser a liberdade econômica dos agentes.

De acordo com o Fraser Institute (<https://www.fraserinstitute.org>), quanto menor o tamanho do governo, mais o indivíduo depende de si próprio e do mercado para tomar decisões, em detrimento de escolhas políticas e da disponibilidade de orçamento público; quanto mais bem estabelecido o Estado de direito e os direitos de propriedade privada, maior o incentivo para os indivíduos perseguirem os seus objetivos, uma vez que este estará amparado pela lei e por sua execução; quanto maior a solidez monetária, menor tende a ser a transferência de renda por meio da inflação, depreciação da propriedade privada (por exemplo títulos financeiros) e maior o incentivo para realizar contratos de longo prazo; maior liberdade para comercializar internacionalmente é relacionada com uma economia mais dinâmica, com mais competição e mais aberta para mercadorias estrangeiras; e menor regulação promove o desenvolvimento de mercados, como o de crédito e o de trabalho, e incentiva o surgimento de novas empresas. Mais detalhes sobre essas associações podem ser vistas no Fraser Institute.

O Fraser Institute libera dados anuais de 1970 a 2015, todavia, os dados são contínuos apenas após o ano de 2001. Antes disso há apenas os dados de 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 e 2000. Para as regressões com médias de 5 anos (com o objetivo de amenizar a influência de ciclos econômicos) consideraram-se os dados de 1970 a 2000 como médias de 5 anos, embora este não seja o caso. Todavia, regressões com médias de 5 anos foram pouco usadas nesse artigo — recorreu-se a elas somente quando a amostra se mostrou pequena, como o caso de regressões por regiões. Por fim, como a variável dependente (*pibp*) é obtida pelo PWT, e este disponibiliza dados somente até 2014, o ano de 2015 do índice de liberdade foi descartado. As médias de 5 anos são,

portanto, entre 1966 e 2014, sendo utilizado média de 4 anos somente no período de 2011 a 2014.

Três períodos serão usados.

- De 1970 a 2014: regressões com uma observação (a média do período) por país;
- De 1966 a 2014: regressões com médias de 5 anos;¹
- De 1980 a 2014: regressões com uma observação (novamente, a média de todo o período) e com médias de 5 anos.

Como será visto no decorrer do artigo, o terceiro período foi pensado para superar a deficiência de dados da variável *free70*, ao testar a convergência (seção 4.2). O total de países da amostra é de 107 (nos anexos está a lista dos países).

A equação de crescimento econômico segue o padrão de artigos como os de Barro (1991), Mankiw, Romer, e Weil (1992), Barro (1996), Hall e Jones (1999), De Gregorio e Lee (1999), entre outros. Foram usadas diferentes *proxies* para retratar determinadas variáveis.

Para o capital humano, será utilizado o índice de retorno da educação (*human*), a taxa de matrículas no ensino secundário (*sec*) e a taxa de matrículas no ensino primário (*prim*). Para o investimento produtivo há a formação bruta de capital fixo/PIB (*inv*) e o estoque de capital físico real (*K*). Para o comércio internacional, abertura econômica (*abert*) e saldo corrente do balanço de pagamentos (*corr*). No tocante à população, tem-se o crescimento populacional (*pop*) e a taxa de fertilidade (*fert*). Em relação ao desenvolvimento financeiro, três *proxies*: capitalização de mercado (*market*), volume de ações negociadas (*traded*) e crédito para o setor privado (*credit*). A intenção dessas *proxies* será verificar se os resultados se mantêm ao intercalar o seu uso, bem como para representar as variáveis de formas diversas.

Seguindo os trabalhos de crescimento econômico citados anteriormente, serão incorporadas nas regressões as áreas fiscal, cambial e monetária, cada uma delas sendo representada por, respectivamente, consumo do governo (*gov*), taxa de câmbio real (*cambio*) e taxa de juros real (*juros*). Vários países apresentaram poucos dados da taxa de câmbio real pelo Banco mundial, ao contrário da taxa de câmbio nominal. Assim, foi construída a taxa de câmbio real ao multiplicar a taxa de câmbio nominal (moeda doméstica por dólar) pela inflação dos Estados Unidos da América (EUA) e por também multiplicar pelo inverso da inflação doméstica. No caso da taxa de juros real, a série da taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária, do FMI, teve de ser complementada pela série da taxa de juros de desconto, procedimento semelhante ao realizado por Vegh e Vuletin (2014).

Por fim, ao realizar regressões por regiões, a América Latina ficou com 21 países, a Europa com 24 países (incluíram-se a Austrália, os EUA e o Canadá — devido características semelhantes às nações da Europa), a Ásia com 21 países, e a África com 38 países. Separou-se a amostra entre economias avançadas e em desenvolvimento, seguindo a separação do Fundo Monetário Internacional (<http://www.imf.org/external/>

¹Se, por exemplo, entre 1966 e 1970, algum país não tinha o dado relativo a um desses anos, dividia-se por 4; se faltaram dois dados, dividia-se por 3, e assim por diante. Operou-se dessa forma para todas as variáveis e para todos os países.

[index.htm](#)). Nesse caso, a primeira amostra ficou com 30 observações enquanto a segunda com 77 observações. Todas as regressões são robustas.

4. Análise econométrica

4.1 Regressões de crescimento econômico

A [Figura 1](#) exibe gráficos de dispersão envolvendo diferentes variáveis de crescimento com o índice de liberdade econômica entre o período de 1970 a 2014. Em todos os gráficos a relação se mostra positiva, ou seja, maior dinamismo econômico se associa com maior *score* do índice de liberdade. A reta se mostrou mais inclinada nos casos do estoque de capital real por trabalhador em PPC (*capi*) e da produtividade total dos fatores (*ptf*). Por outro lado, a reta se mostrou quase plana ao considerar a taxa de crescimento do estoque de capital real por trabalhador em PPC (*capit*).

Realizando regressões com as variáveis retratadas na [Figura 1](#), visualiza-se o efeito positivo entre a variável de liberdade e as diferentes variáveis endógenas ([Tabela 1](#)). Mesmo controlando para o nível inicial de renda nas regressões (1) e (2) o sinal se manteve positivo e significativo. Ressalta-se que as variáveis de renda inicial (*pibp70* e *pibt70*) se comportaram como previsto pela teoria neoclássica de crescimento ([Solow, 1956; Mankiw et al., 1992](#)), apontando para a convergência de renda.

Nas únicas regressões nas quais a variável *free* não foi significativa, embora mantendo o sinal positivo, foram nas regressões (3) e (4). Mas nessas regressões o teste F não foi significativo. Em analogia com a [Figura 1](#), as regressões de estoque de capital e de PTF denotaram associação positiva com o índice de liberdade (regressões 5 e 6). Nas últimas duas regressões (7 e 8) acrescentaram-se a taxa de investimento e o estoque de capital em nível, ambas com sinais positivos e significativos.

Para as regiões os resultados foram semelhantes ([Tabela 2](#)). As regressões relativas à América Latina, à Europa e aos países desenvolvidos apresentaram sinais contrários

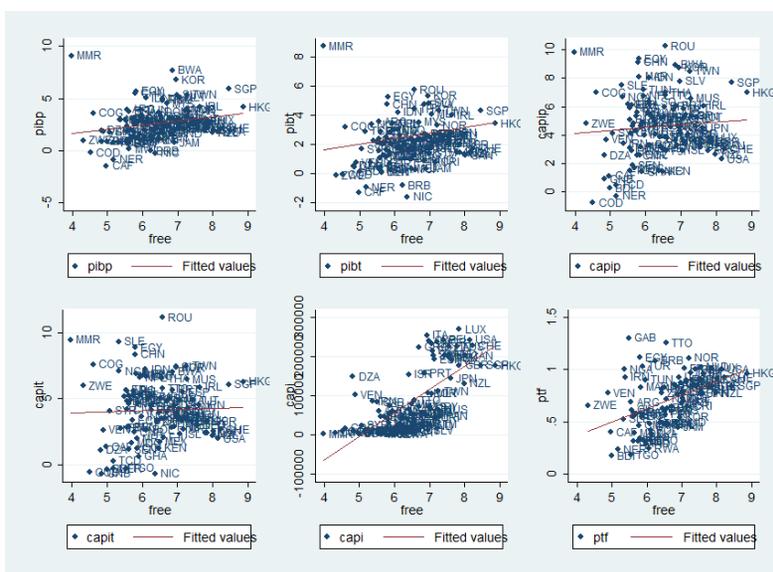


Figura 1. Variáveis endógenas e liberdade econômica (1970–2014).

Tabela 1. Regressões de crescimento (1970–2014).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	pibp	pibt	capip	capit	capi	ptf	inv	K
free	1,009*** (0,181)	0,644*** (0,169)	0,175 (0,229)	0,059 (0,241)	59.661,533*** (6.039,379)	0,154*** (0,026)	0,047*** (0,006)	98.061,010*** (31.759,634)
pibp70	-0,000*** (0,000)							
pibt70		-0,000*** (0,000)						
R^2	0,23	0,16	0,01	0,00	0,48	0,29	0,37	0,08
N	107	87	107	107	107	88	107	106
F	15,49	7,82	0,58	0,06	97,59	35,24	60,37	9,53
Prob > F	0,00	0,00	0,45	0,81	0,00	0,00	0,00	0,00

Notas: *** é significativa a 1%; ** a 5%; e * a 10%. R^2 é o coeficiente de determinação; N é o número de observações; F é o valor do teste F; Prob > F é o valor do p -valor do teste F.

ao esperado, entretanto, ao adicionar o controle da renda inicial, com exceção da América Latina, as duas outras amostras apresentaram o sinal esperado. Nas demais regressões o impacto do índice de liberdade econômica é positivo, tanto sem controle para o nível inicial de renda quanto ao controlá-lo. Ainda sobre a América Latina, observa-se que suas regressões não são válidas, pois os testes F não são significativos. Provavelmente isso decorre da baixa quantidade de observações da amostra, o que será contornado ao realizar regressões com médias de 5 anos (Tabela 4).

A Tabela 3 retrata regressões com diferentes variáveis de controle, não obstante mantendo a variável de maior interesse, *free*, em todas as formulações. A regressão (1) é a forma padrão, controlando para o nível inicial de renda (*pibp70*), de capital humano (*human*), de capital físico (*inv*), da saúde da população (*life*) e do crescimento populacional (*pop*). As posteriores regressões mantêm essa forma, mas alteram *proxies* ou adicionam outros controles.

Na regressão (1) os sinais foram os esperados, maior liberdade econômica é relacionada de forma positiva com maior taxa de crescimento. A acumulação de capital físico e humano se associa com o incremento do crescimento, a saúde da população auxilia na expansão da produção e o crescimento populacional se associa de forma negativa com ele. E a convergência de renda é confirmada pelo sinal da variável de renda inicial. De uma forma geral, nas 13 regressões o padrão foi esse, sendo a variável de liberdade econômica significativa e com sinal positivo em todas as regressões, com exceção da regressão (6), quanto exibiu sinal positivo, embora não significativo. As estimativas preveem que um aumento de uma unidade do índice de liberdade é correlacionada com um aumento de 0,3% a 0,5% da taxa de crescimento médio entre 1970 e 2014.

A regressão (2) retratou o capital humano pela variável de matrícula no ensino primário (*prim*) e a regressão (3) utilizou a variável ensino secundário (*sec*). Ambas se mostraram positivas e significativas, não alterando os resultados. A regressão (4) substituiu a variável *inv* (taxa de investimento) pela *K* (estoque de capital), a qual não foi

Tabela 2. Regressões de crescimento por regiões (1970–2014).

	(AL) plbp	(EUR) plbp	(ASI) plbp	(AFR) plbp	(DES) plbp	(LDC) plbp	(AL) plbp	(EUR) plbp	(ASI) plbp	(AFR) plbp	(DES) plbp	(LDC) plbp
free	-0,044 (0,518)	-0,616*** (0,285)	0,735*** (0,335)	0,805*** (0,326)	-0,097 (0,265)	0,760*** (0,251)	-0,051 (0,489)	0,774* (0,444)	1,060*** (0,339)	0,778** (0,327)	0,739*** (0,262)	0,849*** (0,250)
plbp70							-0,000* (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000** (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
R ²	0,00	0,18	0,21	0,14	0,00	0,11	0,18	0,61	0,38	0,17	0,63	0,14
N	22	24	20	38	30	76	22	24	20	38	30	77
F	0,01	4,67	4,81	6,10	0,13	9,17	2,03	16,09	5,19	3,51	23,12	5,88
Prob > F	0,93	0,04	0,04	0,02	0,72	0,00	0,16	0,00	0,02	0,04	0,00	0,00

Notas: AL é América Latina; EUR é Europa; ASI é Ásia; AFR é África; DES são as economias desenvolvidas ou avançadas; LDC são as economias em desenvolvimento ou emergentes.

significativa, mas manteve o sinal positivo. A regressão (5) utilizou a taxa de fertilidade (*fert*), a qual foi significativa e negativa, no lugar do crescimento populacional (*pop*).

A partir da regressão (6) a forma padrão de estimação utilizada na primeira regressão é retomada, sendo acrescentados diferentes controles. Na regressão (6) a abertura comercial (*abert*) se mostra significativa e positiva, na regressão (7) o influxo líquido de investimento estrangeiro direto (*direct*) não foi significativo, mas apresentou sinal positivo, na regressão (8) a taxa de inflação (*infla*) foi significativa e negativa, na regressão (9) a elevação do resultado corrente do balanço de pagamentos (*corr*) se relaciona de forma positiva com o crescimento, e na regressão (10) o crédito se mostrou não significativo com sinal positivo. Ressalta-se que nas especificações de 6 a 10 as variáveis da forma padrão (*free*, *pihp70*, *human*, *inv*, *life*, *pop*) foram todas significativas e com os sinais esperados, exceto a *free* na estimação (6).

Na literatura, a abertura comercial é defendida como pilar para gerar maior crescimento econômico (Young, 1995; Mishkin, 2009). É o principal argumento pela globalização comercial, embora a integração dos mercados internacionais de bens e serviços acarrete em outros benefícios, como maior harmonia entre as nações (Mises, 2010; Friedman, 2017), maior variedade de produtos para os consumidores, difusão de tecnologia e redução dos preços domésticos ao propiciar maior competição entre as firmas (Mishkin, 2009).

A abertura financeira pode ser ilustrada pelo maior influxo de investimento estrangeiro direto, o qual incrementaria o capital físico, o nível tecnológico, a produção e o nível de emprego do país receptor (Williamson & Mahar, 1998; Bengoa & Sanchez-Robles, 2002). Consequentemente, impactaria de forma positiva o crescimento econômico.

A taxa de inflação e o saldo corrente do balanço de pagamentos são variáveis relacionadas à estabilidade macroeconômica. Segundo Barro (1991) e Hall e Jones (1999), um ambiente econômico estável, com reduzidas oscilações e passivo de previsões de longo prazo propiciaria maior crescimento econômico.

O crédito mostra o desenvolvimento financeiro da economia. O mercado financeiro fornece instrumentos para o empresário realizar investimentos e expandir a produção. Prasad, Rogoff, Wei, e Kose (2003), Beck, Demirguc-Kunt, e Levine (2004), Levine (2005) e Kose, Prasad, Rogoff, e Wei (2009) são exemplos de trabalhos que discutem essa relação. A maior disponibilidade de crédito propicia a realização de projetos e permite a melhora do capital humano na medida em que fornece financiamento para agentes desprovidos de riqueza. Por conseguinte, o desenvolvimento financeiro se relaciona de forma positiva com o crescimento econômico.

Dessa forma, os controles adicionais nas regressões de (6) a (10) se comportaram conforme indicado pela literatura. A regressão (11) acrescenta o consumo do governo (*gov*), a regressão (12) a taxa de juros (*juros*) e a regressão (13) a taxa de câmbio (*cambio*). O consumo do governo apresentou sinal negativo e a taxa de câmbio sinal positivo, mas nenhuma delas foi significativa. Por outro lado, a taxa de juros foi significativa a 10% e com sinal positivo, embora com coeficiente muito baixo.

Em resumo, em 12 das 13 regressões a variável de liberdade econômica se mostrou associada de forma positiva com o crescimento econômico. Mesmo realizando diferentes controles e alternando *proxies* os resultados se mantiveram (a Tabela A-3 no

Apêndice realiza mais testes de robustez, alternando o uso da variável endógena (*pibt*, *capip*, *capit*, *inv*, *ptf*) e acrescentando outras variáveis de controle. Da mesma forma como visto na **Tabela 3**, os resultados entre o índice de liberdade econômica e o crescimento econômico não se alteraram). Destacam-se também os resultados da regressão na sua forma padrão na **Tabela 3**, os quais seguiram os sinais esperados, sendo significativos na maioria das vezes.

Como último exercício econométrico dessa subseção, a **Tabela 4** realiza regressões para as diferentes amostras listadas na **seção 3**. Como o número de observações seria baixo, as regressões ocorreram em médias de 5 anos, entre o período de 1966 e 2014. A forma padrão é a mesma da **Tabela 3**, com a variável dependente sendo a taxa de crescimento do PIB per capita real em paridade de poder de compra.

Nas regressões relativas à amostra mundial, à América Latina, à África e aos países em desenvolvimento, observou-se a associação positiva e significativa entre o índice de liberdade econômica com a taxa de crescimento econômico. Em um primeiro momento as regressões para a Europa, a Ásia e as economias avançadas não apresentaram a variável *free* significativa, embora esta tenha mantido o sinal positivo.

As três últimas regressões se destinam a essas regiões, trocando apenas a variável dependente, utilizando a taxa de investimento, a produtividade total dos fatores e uma medida de produtividade do capital, a razão produto-capital. Nesse caso, o índice de liberdade foi significativo em todas as oportunidades, com sinal positivo.

As demais variáveis de controle, o capital humano, o capital físico, o crescimento populacional e a saúde da população se comportaram, na maior parte das vezes, como o esperado, exceto em algumas oportunidades quando apresentaram sinais contrários ao esperado. Foi usado dados em painel com efeitos fixos em todas as regressões, embora pelos testes de Chow e Hausman, em algumas oportunidades, o recomendado seria efeitos aleatórios (a **Tabela A-4** no **Apêndice** retrata as mesmas regressões da **Tabela 4** com efeitos aleatórios; os resultados se mantiveram praticamente os mesmos). Os testes de autocorrelação (WLG) e de heterocedasticidade (Wald) mostraram a existência desses problemas em algumas oportunidades, quando as equações foram regredidas sem considerar erros robustos, todavia, como dito na **seção 3**, as regressões são robustas.

Em resumo, as regressões dessa subseção sugerem uma relação positiva entre o índice de liberdade econômica com o crescimento econômico. Mesmo realizando diferentes controles e especificações e alternando a amostra e as *proxies*, os resultados se mantiveram.

4.2 Convergência de renda

Trabalhos que prosseguiram no esforço de explicar o crescimento econômico a partir do Modelo de Solow (1956), como os trabalhos de Mankiw et al. (1992) e Bekaert et al. (2005), procuraram investigar a convergência de renda entre as diferentes economias.

A princípio, economias mais pobres tenderiam a crescer de forma mais rápida do que as economias mais avançadas, de modo a realizar um *catching up*. As experiências de países devastados pela Segunda Guerra Mundial, como a Alemanha e o Japão, impulsionaram, em parte, essas investigações (Jones & Vollarth, 2015). Outro dado digno de nota é o forte crescimento de países mais atrasados entre os anos 1950 e 1970, cunhado por alguns autores de Era de Ouro (Hobsbawm, 2003).

Tabela 4. Regressões de crescimento nas regiões com efeitos fixos (1966-2014).

	(Mundo)	(AL)	(EUR)	(ASI)	(AFR)	(DES)	(LDC)	(ASI1)	(EUR1)	(DES1)
free	0,733*** (0,251)	0,730*** (0,317)	0,092 (0,302)	0,476 (0,549)	1,278*** (0,363)	0,145 (0,205)	0,955** (0,315)	0,027*** (0,006)	0,062*** (0,013)	0,014** (0,004)
human	-1,775*** (0,407)	0,953 (0,590)	-0,584 (0,721)	-1,889 (1,207)	-0,063 (0,824)	-0,903 (0,666)	-0,986 (0,564)	-0,019 (0,015)	-0,020 (0,037)	0,008 (0,015)
inv	3,135 (1,850)	-1,583 (3,737)	8,350 (5,484)	7,443 (6,259)	-6,021 (4,358)	6,380 (3,585)	-1,178 (1,902)		-0,756*** (0,159)	
life	0,076*** (0,022)	-0,053 (0,051)	-0,201 (0,115)	0,059 (0,145)	0,112*** (0,030)	-0,397*** (0,112)	0,087*** (0,016)	0,006*** (0,001)	0,028*** (0,005)	-0,014*** (0,001)
pop	-0,077 (0,297)	0,079 (0,483)	-0,507 (0,303)	-0,791 (0,616)	0,439 (0,505)	0,121 (0,207)	0,065 (0,374)	-0,001 (0,006)	0,049** (0,016)	0,047*** (0,013)
R ²	0,06	0,04	0,09	0,08	0,09	0,15	0,06	0,38	0,31	0,23
N	921	198	234	190	280	287	634	190	234	287
F	15,28	2,69	2,12	7,36	14,84	96,57	16,66	38,61	51,35	90,06
Prob > F	0,00	0,10	0,16	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Chow	0,00	0,00	0,00	0,05	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,16
Hausman	0,00	0,75	0,95	0,62	0,01	0,72	0,00	0,00	0,00	0,72
LM	0,00	0,00	0,00	0,16	0,00	0,00	0,00	0,42	0,00	0,73
WLG	0,30	0,69	0,02	0,00	0,73	0,86	0,13	0,76	0,00	0,94
Wald	0,00	0,00	0,24	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Notas: Chow é o teste de Chow; Hausman é o teste de Hausman, LM é o teste LM de Breusch-Pagan; WLG é o teste de autocorrelação de Wooldridge; Wald é o teste de heteroscedasticidade de Wald.

Nessa seção será investigado se o índice de liberdade propicia a característica de convergência de renda, isto é, se o nível inicial do índice de liberdade econômica se relaciona com maior taxa de crescimento econômico. A [Figura 2](#) retrata gráficos de dispersão entre a taxa de crescimento do produto per capita real em PPC entre 1970 e 2014 e os níveis da renda em 1970 e do índice de liberdade em 1970, para os 107 países. No último gráfico foi utilizado o nível do índice de liberdade em 1980 em virtude do seu valor em 1970 possuir apenas 54 observações (o de 1980 apresenta 98 observações), consequentemente, utiliza-se, somente para esse gráfico, o intervalo de 1980 a 2014.²

Nem mesmo para a variável *pibp70* ocorreu convergência de renda. Isso ocorre, de acordo com [Barro \(1996\)](#) e [Jones e Vollarth \(2015\)](#), devido aos diferentes estados estacionários que os diferentes países apresentam. Uma forma de contornar esse traço é utilizar amostras com economias que apresentem características parecidas (convergência condicional). É o que a [Figura 3](#) realiza. Nela analisam-se as convergências para a América Latina e para a Europa, com a taxa de crescimento da renda no eixo vertical e as variáveis de nível no eixo horizontal. Em ambas as amostras há evidências de convergência condicional de renda.

A [Tabela 5](#) apresenta regressões com a forma padrão acrescidas da variável de liberdade econômica no nível inicial da série. Em todas as regressões nas quais a variável *free80* apareceu (9 no total), apenas em uma ela não apresentou o sinal esperado (regressão 2). Na forma padrão não há convergência pelo índice de liberdade (regressão 4) e tampouco ao adicionar controles, exceto em relação às variáveis de comércio internacional (regressões 6 e 8), nas quais o índice de liberdade foi significativo e com sinal negativo. Assim, foram adicionadas as duas variáveis de comércio internacional (*abert*, abertura comercial, e *corr*, saldo da conta corrente do balanço de pagamentos) na regressão (11), a qual também apontou para convergência de renda.

Para testar o controle do comércio internacional com o índice de liberdade, a [Tabela 6](#) realiza regressões controlando para a abertura comercial e para o saldo da conta corrente em todas as especificações. Em 5 regressões a variável *free80* se mostrou significativa e com sinal negativo, enquanto nas demais regressões o sinal se manteve negativo, mas não significativo. Mesmo com variáveis adicionais, como a taxa de inflação e o crédito doméstico, o sinal se manteve (a [Tabela A-5](#) nos anexos utiliza como variável dependente o produto por trabalhador e adiciona vários outros controles, e os resultados se mantêm).

As regressões para as regiões podem ser vistas na [Tabela 7](#) (médias de 5 anos, de 1980 a 2014). Alternaram-se regressões controlando para o setor externo e outras sem controlar. Em todas as regressões em que o controle não foi realizado, a variável *free80* não foi significativa.³ Nas demais regressões, apenas em duas regressões ela foi significativa. Embora os resultados das tabelas 5 e 6 incentivassem a hipótese de convergência por meio do índice de liberdade em seu valor inicial, a [Tabela 7](#) enfraquece essa hipótese.

²Doravante, sempre que alguma variável de valor inicial for de 1980, o período analisado será de 1980 a 2014.

³As regressões ocorreram com efeitos fixos, mas os resultados com efeitos aleatórios não se alteraram de forma significativa.

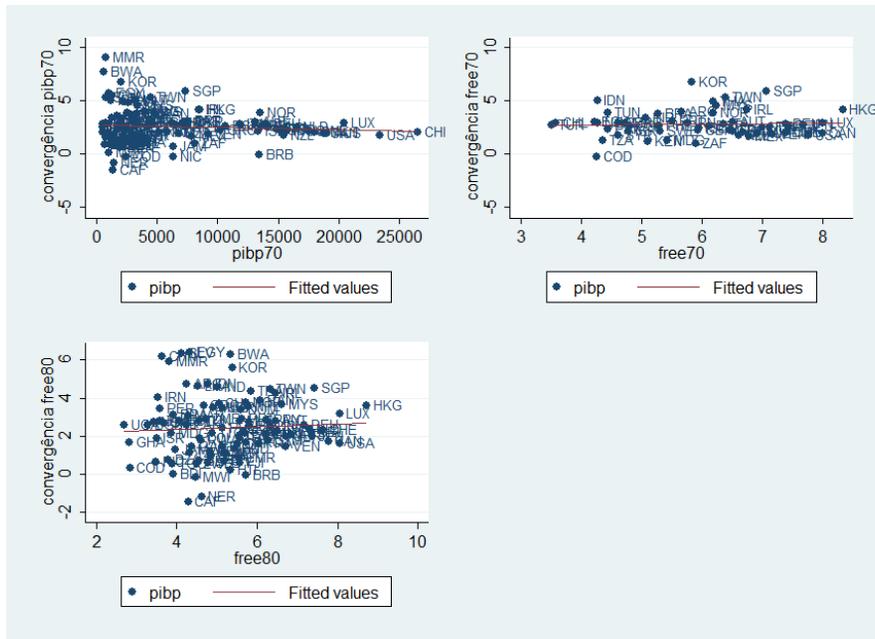


Figura 2. Regressões de convergência (1970/1980–2014).

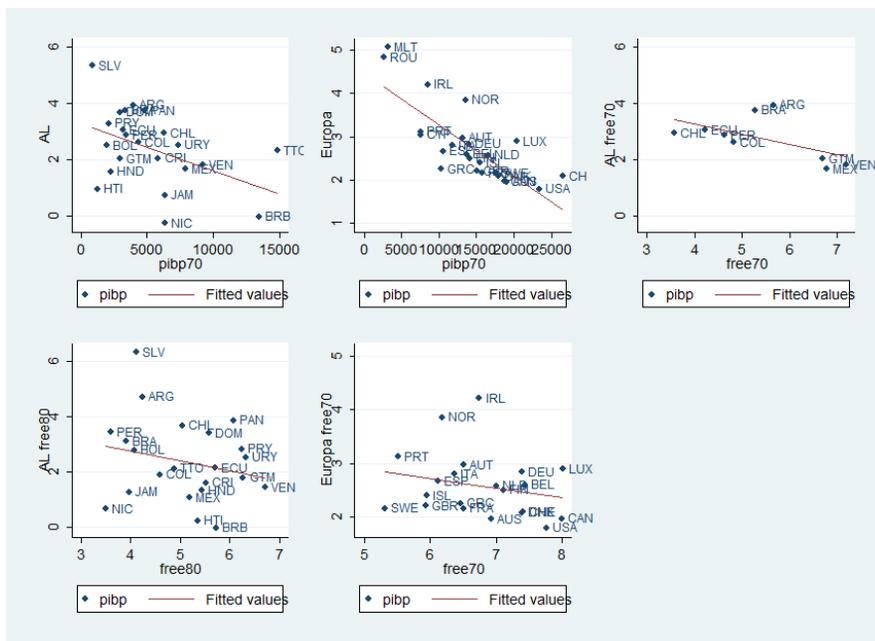


Figura 3. Regressões de convergência para América Latina e Europa.

Tabela 5. Regressões de convergência de renda (1980–2014).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP
piBP80	0,000 (0,000)		-0,000*** (0,000)								
free80		0,112 (0,125)		-0,181 (0,157)	-0,180 (0,166)	-0,287* (0,171)	-0,234 (0,166)	-0,258* (0,152)	-0,157 (0,167)	-0,196 (0,162)	-0,322* (0,168)
human			0,941** (0,448)	-0,319 (0,465)	-0,321 (0,473)	-0,202 (0,468)	-0,278 (0,470)	-0,499 (0,445)	-0,268 (0,474)	-0,298 (0,469)	-0,407 (0,459)
inv			6,440*** (2,444)	3,680 (2,970)	3,675 (2,998)	1,192 (3,123)	3,951 (2,985)	2,988 (2,910)	4,463 (3,181)	3,228 (3,028)	0,676 (3,116)
life			0,038 (0,026)	0,056* (0,033)	0,056* (0,033)	0,052 (0,033)	0,053 (0,033)	0,053* (0,031)	0,054 (0,033)	0,056* (0,033)	0,052 (0,032)
pop			-0,165 (0,214)	-0,048 (0,265)	-0,050 (0,269)	-0,188 (0,278)	-0,052 (0,266)	-0,023 (0,253)	-0,070 (0,274)	-0,047 (0,267)	-0,137 (0,272)
gov					0,077 (3,097)						
abert						0,006 (0,004)					0,003 (0,004)
infla							-0,001 (0,001)				
corr								0,114*** (0,037)			0,114*** (0,039)
credit									-0,003 (0,006)		
direct										0,014 (0,024)	
R ²	0,00	0,01	0,31	0,13	0,13	0,16	0,14	0,23	0,13	0,13	0,22
N	107	98	104	97	97	96	97	97	97	97	96
F	0,00	0,80	8,74	2,80	2,28	2,73	2,49	4,39	2,32	2,33	3,63
Prob > F	0,95	0,37	0,00	0,02	0,04	0,02	0,03	0,00	0,04	0,04	0,00

Tabela 6. Regressões controlando o setor externo (1980–2014).

	(1) pibp	(2) pibp	(3) pibp	(4) pibp	(5) pibp	(6) pibp	(7) pibt
free80	-0,158 (0,138)	-0,292* (0,167)	-0,301* (0,164)	-0,286 (0,174)	-0,342* (0,173)	-0,291* (0,174)	-0,263* (0,153)
abert	0,004 (0,003)	0,004 (0,003)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	-0,002 (0,003)
corr	0,123*** (0,037)	0,115*** (0,039)	0,115*** (0,039)	0,119*** (0,040)	0,110*** (0,040)	0,114*** (0,039)	0,150*** (0,036)
human		0,395 (0,309)	0,129 (0,339)	0,101 (0,343)	0,178 (0,344)	0,154 (0,368)	-0,058 (0,316)
inv			4,565 (2,862)	4,615 (2,887)	4,453 (2,886)	4,875 (3,105)	4,830* (2,672)
gov				1,337 (2,982)			
infla					-0,001 (0,001)		
credit						-0,001 (0,005)	
R^2	0,14	0,17	0,20	0,21	0,21	0,20	0,25
N	96	96	96	96	96	96	96
F	5,07	4,51	4,59	3,86	3,84	3,80	6,00
Prob > F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Tais divergências nos resultados motivaram uma análise mais profunda na variável de liberdade econômica no seu valor inicial de 1980. A [Figura 4](#) apresenta o *scatter plot* do PIB per capita real em PPC em 1980 com o índice de liberdade em 1980. Há uma forte correlação positiva entre as duas variáveis. Pode ser que os resultados da variável *free80* estivessem sofrendo a influência do nível inicial de renda. Uma forma de verificar isso é realizar regressões utilizando as duas variáveis, e verificar qual se mostra significativa e com o sinal esperado.

A [Tabela 8](#) realiza essa tarefa. A regressão (1) utiliza apenas o *pibp80* e o *free80*, a primeira variável apresentou sinal negativo, enquanto a segunda, sinal positivo. Ambas não foram significativas (teste F não foi significativo também). As regressões (2) e (3) confirmam a hipótese levantada: na regressão (2) o índice de liberdade econômica apresenta sinal negativo e significativo, o que deixa de ocorrer quando é acrescentada a variável de renda per capita inicial em 1980. As demais regressões intercalam os controles, sendo que em todas a convergência de renda ocorre somente por meio do *pibp80*. Sempre que o *pibp80* está presente, a variável de índice de liberdade se mostra não significativa. Desse modo, conclui-se que as evidências de convergência de renda, primordialmente por meio do índice de liberdade econômica, são enfraquecidas.

Encerrando os testes econométricos, as regressões sugerem que o índice de liberdade econômica é associado com maior crescimento econômico. Testes de robustez foram realizados e os resultados se mantiveram. Por outro lado, a hipótese de que o nível

Tabela 7. Regressões de convergência nas regiões (1980–2014), média de 5 anos, efeitos fixos.

	(Mundo)	(AL)	(AL)	(EUR)	(EUR)	(ASI)	(ASI)	(AFR)	(AFR)	(DES)	(DES)	(LDC)	(LDC)
	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP	piBP
free80	-0,196 (0,231)	-0,304 (0,203)	-0,752*** (0,163)	0,078 (0,359)	-0,166 (0,311)	-0,104 (0,303)	-0,350 (0,432)	0,176 (0,769)	-0,283 (0,904)	0,110 (0,155)	-0,238 (0,175)	-0,188 (0,325)	-0,473 (0,421)
human	0,384 (0,378)	0,973 (0,792)	0,372 (1,240)	-0,225 (1,064)	-0,161 (0,878)	-0,818 (0,963)	-1,101 (0,972)	2,481** (0,684)	-0,442 (0,958)	-0,618 (0,550)	-0,031 (0,662)	1,368* (0,596)	0,615 (0,843)
inv	4,743** (1,702)	2,376 (1,625)	-6,077 (4,670)	5,133 (6,801)	7,558 (6,143)	8,363 (4,716)	10,270* (4,953)	-7,742 (4,029)	-14,995** (4,637)	4,704 (5,187)	6,608 (5,549)	-0,493 (2,809)	-4,476 (2,974)
abert	0,000 (0,004)	0,000 (0,009)	0,003 (0,009)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,009)	-0,002 (0,009)	0,053*** (0,014)	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	0,000 (0,003)	0,008 (0,010)	0,008 (0,010)
corr	0,160** (0,047)	0,200*** (0,044)	0,200*** (0,044)	0,105*** (0,024)	0,105*** (0,024)	-0,011 (0,141)	-0,011 (0,141)	0,227*** (0,048)	0,227*** (0,048)	0,094** (0,036)	0,094** (0,036)	0,200*** (0,049)	0,200*** (0,049)
R ²	0,01	0,06	0,13	0,03	0,12	0,03	0,05	0,02	0,13	0,04	0,11	0,01	0,07
N	686	598	154	161	143	147	124	210	181	210	172	476	426
F	3,29	7,38	3,17	0,98	357,35	2,04	24,43	17,83	205,60	4,82	23,07	4,20	32,65
Prob > F	0,11	0,02	0,12	0,43	0,00	0,21	0,00	0,00	0,00	0,06	0,00	0,07	0,00
Chow	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Hausman	0,00	0,00	0,00	0,99	-	0,00	0,00	-	0,00	0,99	0,82	0,00	0,00
LM	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
WLG	0,33	0,84	0,43	0,41	0,21	0,01	0,01	0,88	0,02	0,66	0,49	0,19	0,19
Wald	0,00	0,14	0,02	0,87	0,99	0,00	0,00	0,22	0,77	0,70	0,56	0,02	0,33

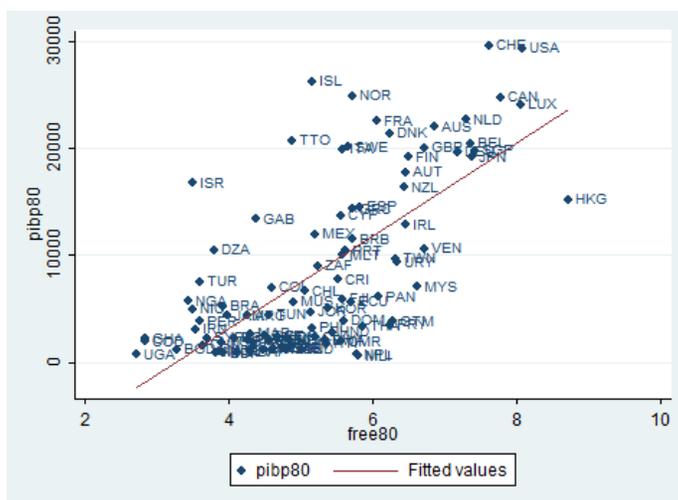


Figura 4. Gráfico de dispersão entre *pibp80* e *free80*.

Tabela 8. Regressões de convergência (1980–2004).

	(1) pibp	(2) pibp	(3) pibp	(4) pibp	(5) pibp	(6) pibp
<i>pibp80</i>	0,000 (0,000)		-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
<i>free80</i>	0,244 (0,170)	-0,301* (0,164)	-0,003 (0,141)	0,062 (0,153)	-0,027 (0,128)	
<i>human</i>		0,129 (0,339)	1,482*** (0,345)	1,517*** (0,374)	1,478*** (0,339)	1,473*** (0,350)
<i>inv</i>		4,565 (2,862)	7,614*** (2,346)	9,496*** (2,499)	7,300*** (2,118)	8,593*** (2,235)
<i>abert</i>		0,002 (0,004)	-0,001 (0,003)	0,003 (0,003)		
<i>corr</i>		0,115*** (0,039)	0,146*** (0,032)		0,146*** (0,030)	
R^2	0,02	0,20	0,46	0,36	0,46	0,30
N	98	96	96	96	97	105
F	1,07	4,59	12,67	10,03	15,46	14,10
Prob > F	0,35	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

inicial de liberdade econômica propiciaria convergência de renda não foi sustentada pelos exercícios econométricos realizados.

5. Conclusão

O artigo investigou a teoria de que maior liberdade econômica habilita maior crescimento econômico. Não desconsiderando a importância de fatores como o capital físico e o capital humano, a tecnologia e as instituições, defendeu-se que subjacente a esses fatores está a liberdade dos indivíduos, de planejar, buscar e realizar diferentes objetivos. Os resultados apontam nessa direção, a liberdade é associada de forma persistente e positiva com a prosperidade dos países.

Construiu-se esse trabalho como uma forma de combater o atual ceticismo com as instituições e a forma de funcionar da economia de mercado. A ascensão de Donald Trump nos EUA, o Brexit na União Europeia e o fortalecimento de partidos e candidatos de extrema direita ou esquerda mostram que há uma contestação com o *modus operandi* da economia. A globalização comercial tem sido combatida com políticas protecionistas e a mobilidade da mão-de-obra sofre ataques com sentimentos xenofóbicos. Não obstante esses eventos por si próprios, eles têm conseguido obter paulatinamente maior número de adeptos. Parece que foi esquecido um dos pilares centrais para a formação e manutenção de sociedades.

Muitas vezes essas políticas que minam a liberdade dos agentes são fomentadas por discursos desprovidos de razão, lógica e fundamentação, mas cobertos de sentimentalismo e emoção. Tem funcionado. Assim, essa foi a principal motivação desse artigo.

Há limitações como a abrangência temporal e o tamanho da amostra. O ideal é que ambos pudessem ser maiores. Outra limitação é que se analisou apenas um emaranhado de economias, e não os casos individuais, os quais podem guardar diferentes características. Entretanto, a principal limitação é a forma como foi realizado o exercício econométrico: mostrou-se correlações, e não causalidade.

Todavia, espera-se que esse artigo contribua para combater o atual ceticismo com a economia de mercado. O esforço para estudar e apresentar trabalhos teóricos relacionando a liberdade econômica com maior dinamismo econômico não se encerrará nesse artigo. Futuras pesquisas serão realizadas, visando um dos componentes do índice de liberdade, o papel do governo na economia. Da mesma forma, outras linhas para futuras pesquisas se abrem, como a relação da regulação dos negócios com o crescimento econômico.

Referências bibliográficas

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369–1401. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.91.5.1369>
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Por que as nações fracassam: As origens do poder, da prosperidade e da pobreza*. Elsevier.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443. <http://dx.doi.org/10.2307/2937943>

- Barro, R. J. (1996, agosto). *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study* (Working Paper N° 5698). NBER. <http://dx.doi.org/10.3386/w5698>
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Levine, R. (2004, dezembro). *Finance, inequality, and poverty: Cross-country evidence* (Working paper N° 10979). NBER. <http://dx.doi.org/10.3386/w10979>
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth? *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3–55. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.007>
- Bengoa, M., & Sanchez-Robles, B. (2002). Foreign direct investment, economic freedom and growth: New evidence from Latin America. *European Journal of Political Economy*, 19, 529–545. [http://dx.doi.org/10.1016/S0176-2680\(03\)00011-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0176-2680(03)00011-9)
- Cole, H. L., Ohanian, L. E., Riascos, A., & Schmitz, J. A., Jr. (2005). Latin America in the rearview mirror. *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 69–107. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.09.002>
- De Gregorio, J., & Lee, J.-W. (1999). *Economic growth in Latin America: Sources and prospects* [Prepared for the Global Development Network].
- Demirguc-Kunt, A., & Levine, R. (1996). Stock market development and financial intermediaries: Stylized facts. *The World Bank Economic Review*, 10(2), 291–321. <http://dx.doi.org/10.1093/wber/10.2.291>
- Eggertsson, G. B., Lancastre, M., & Summers, L. H. (2018, agosto). *Aging, output per capita and secular stagnation* (Working Paper N° 24902). NBER. <http://dx.doi.org/10.3386/w24902>
- Friedman, M. (2017). *Capitalismo e liberdade*. LTC.
- Friedman, M., & Friedman, R. (2015). *Livre para escolher*. Editora Record.
- Gorz, A. (2003). *Metamorfoses do trabalho*. AnnaBlume.
- Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83–116. <http://dx.doi.org/10.1162/003355399555954>
- Harvey, D. (2016). *17 contradições e o fim do capitalismo*. Boitempo.
- Hayek, F. A. (1983). *Os fundamentos da liberdade*. Editora Visão.
- Hayek, F. A. (1995). *A arrogância fatal*. Editora Ortiz.
- Hayek, F. A. (2010). *O caminho da servidão*. Instituto Ludwig von Mises Brasil.
- Hobsbawm, E. (2003). *Era dos extremos*. Companhia das Letras.
- Jones, C., & Vollarth, D. (2015). *Introdução à teoria do crescimento econômico*. Campus.
- Kose, M. A., Prasad, E., Rogoff, K., & Wei, S.-J. (2009). Financial globalization: A reappraisal. *IMF Staff Papers*, 56(1), 8–62. <http://dx.doi.org/10.1057/imfsp.2008.36>
- Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In P. Aghion & S. Durlauf (Orgs.), *Handbook of economic growth*. Elsevier.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. <http://dx.doi.org/10.2307/2118477>
- Mises, L. (2009). *As seis lições*. Instituto Ludwig von Mises Brasil.
- Mises, L. (2010). *Ação humana*. Instituto Ludwig von Mises Brasil.
- Mishkin, F. S. (2009). Why we shouldn't turn our backs on financial globalization. *IMF Staff Papers*, 56(1), 139–170. <http://dx.doi.org/10.5089/9781589067943.024>
- Polanyi, K. (2000). *A grande transformação: As origens da nossa época*. Campus.

- Prasad, E. S., Rogoff, K., Wei, S.-J., & Kose, M. A. (2003). *Effects of financial globalization on developing countries: Some empirical evidence* (Occasional Paper N° 220). Washington, DC: International Monetary Fund. <http://www.imf.org/external/np/res/docs/2003/031703.pdf>
- Restuccia, D. (2009, março). *The Latin American development problem* (Serie Macroeconomía del Desarrollo N° 81). Santiago de Chile: CEPAL. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5448>
- Smith, A. (2003). *A riqueza das nações*. Martins Fontes.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <http://dx.doi.org/0.2307/1884513>
- Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2014). The road to redemption: Policy response to crises in Latin America. *IMF Economic Review*, 62(4), 526–568. <https://www.jstor.org/stable/43297891>
- Williamson, J., & Mahar, M. (1998, novembro). *A survey of financial liberalization: Essays in international finance* (Essays in International Finance N° 211). Princeton, NJ: Princeton University. <http://ies.princeton.edu/pdf/E211.pdf>
- Young, A. (1995). The tyranny of numbers: Confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 641–680. <http://dx.doi.org/10.2307/2946695>

Apêndice.

PAÍSES: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela, Austrália, Fiji, Nova Zelândia, Barbados, Canadá, Costa Rica, El Salvador, República Dominicana, Guatemala, Haiti, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá, Trinidad e Tobago, Estados Unidos da América, Áustria, Bélgica, Chipre, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Malta, Holanda, Noruega, Portugal, Romênia, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido, Bangladesh, China, Hong Kong, Índia, Indonésia, Iran, Israel, Japão, Jordão, Malásia, Myanmar, Nepal, Paquistão, Filipinas, Cingapura, Coreia do Sul, Sri Lanka, Síria, Taiwan, Tailândia, Turquia, Argélia, Benin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Camarões, República da África Central, Chade, República do Congo, República Democrática do Congo, Egito, Etiópia, Gabão, Gana, Guiné-Bissau, Costa do Marfim, Quênia, Lesoto, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritânia, Maurícia, Marrocos, Moçambique, Namíbia, Nigéria, Níger, Ruanda, Senegal, Serra Leoa, África do Sul, Tanzânia, Togo, Tunísia, Uganda, Zâmbia e Zimbábue.

Tabela A-1. Descrição e fonte das variáveis.

Variáveis	Descrição
pibp	Taxa de crescimento do produto per capita real em paridade de poder de compra (PPC). Fonte: Penn World Table (PWT 9.0). O PWT disponibiliza a mensuração do PIB pelas óticas da oferta e da demanda. Usou-se a ótica da oferta. Multiplicou-se por 100 para deixar a série em porcentagem.
pibt	Taxa de crescimento do produto real por trabalhador em paridade de poder compra (PPC). Fonte: PWT 9.0. Mensuração do produto pela oferta. Multiplicou-se por 100 para deixar a série em porcentagem.
capip	Taxa de crescimento do estoque de capital real per capita em PPC. Fonte: PWT 9.0. Multiplicou-se por 100 para deixar em porcentagem.
capi	Estoque de capital real por trabalhador em nível (em milhões de dólares e em PPC). Fonte: PWT 9.0
capit	Taxa de crescimento do estoque de capital real por trabalhador em PPC. Fonte: PWT 9.0. Multiplicou-se por 100 para deixar a série em porcentagem.
Y/K	Razão produto real em milhões de dólares em PPC e estoque de capital real em milhões de dólares em PPC. Fonte: PWT 9.0
ptf	Produtividade total dos fatores relativa aos Estados Unidos da América, o qual tem o valor de 1. Série em PPC. Fonte: PWT 9.0
free	Índice de liberdade econômica. É formado por 5 componentes: i) Tamanho do governo; ii) Estado de direito e proteção da propriedade privada; iii) Solidez da moeda; iv) Liberdade comercial; v) Regulação da economia. Quanto mais bem avaliada a economia, maior o valor do índice, o qual varia de 0 a 10. Fonte: Fraser Institute.
prim	Taxa de matrícula no ensino primário. É a quantidade de matrículas no ensino primário dividida pela população total. Fonte: Banco mundial.
sec	Taxa de matrícula no ensino secundário. É a quantidade de matrículas no ensino secundário dividida pela população total. Fonte: Banco mundial.
human	Índice de capital humano. Mensura o nível de escolaridade do indivíduo e o retorno que é proporcionado. Quanto maior o valor do índice, maior o retorno da educação. Fonte: PWT 9.0.
inv	Formação bruta de capital fixo em PPC dividida pelo produto em PPC. Fonte: PWT 9.0.
K	Estoque de capital real em milhões de dólares e em PPC. Fonte: PWT 9.0.
gov	Consumo do governo em PPC dividido pelo produto em PPC. Fonte: PWT 9.0.
life	Expectativa de vida ao nascer. Fonte: Banco mundial.
pop	Taxa de crescimento populacional. Fonte: Banco mundial. Exceto para o Taiwan, no qual foi obtida pelo PWT.
fert	Taxa de fertilidade (Número de filhos nascidos por mulher). Fonte: Banco mundial.
infla	Taxa de inflação (deflator do PIB). Fonte: Banco mundial.
abert	Abertura comercial (exportações mais importações de bens e serviços/PIB). Fonte: Banco mundial.
corr	Resultado da conta corrente do balanço de pagamentos em proporção ao PIB. Fonte: Banco mundial.
direct	Entrada líquida de investimento estrangeiro direto em proporção com o PIB. Fonte: Banco mundial.
cambio	Taxa de câmbio real da moeda doméstica em relação ao dólar. É a multiplicação do câmbio nominal pela inflação dos Estados Unidos da América (deflator do PIB) e a divisão desse câmbio nominal pela inflação doméstica (deflator do PIB). Fonte: Banco mundial.
juros	Taxa de juros real. É a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária subtraída pela inflação doméstica (deflator do PIB). Quando não obtida a taxa de juros básica da economia, utilizou-se a taxa de juros de desconto. Fontes: Fundo monetário internacional (FMI) e Banco mundial.
market	Capitalização de mercado das empresas domésticas listadas na bolsa de valores em proporção com o PIB. Fonte: Banco mundial.
traded	Valor das ações comercializadas pelas empresas de capital aberto em proporção com o PIB. Fonte: Banco mundial.
credit	Crédito doméstico fornecido para o setor privado por instituições financeiras em proporção com o PIB. Fonte: Banco mundial.
pibp70	Nível do PIB per capita real em milhões de dólares e em PPC no ano de 1970. Fonte: PWT 9.0.
pibp80	Nível do PIB per capita real em milhões de dólares e em PPC no ano de 1980. Fonte: PWT 9.0.
pibp90	Nível do PIB per capita real em milhões de dólares e em PPC no ano de 1990. Fonte: PWT 9.0.
pibp00	Nível do PIB per capita real em milhões de dólares e em PPC no ano de 2000. Fonte: PWT 9.0.
pibp10	Nível do PIB per capita real em milhões de dólares e em PPC no ano de 2010. Fonte: PWT 9.0.
pibt70	Nível do PIB real por trabalhador em milhões de dólares e em PPC no ano de 1970. Fonte: PWT 9.0.
pibt80	Nível do PIB real por trabalhador em milhões de dólares e em PPC no ano de 1980. Fonte: PWT 9.0.
pibt90	Nível do PIB real por trabalhador em milhões de dólares e em PPC no ano de 1990. Fonte: PWT 9.0.
pibt00	Nível do PIB real por trabalhador em milhões de dólares e em PPC no ano de 2000. Fonte: PWT 9.0.
pibt10	Nível do PIB real por trabalhador em milhões de dólares e em PPC no ano de 2010. Fonte: PWT 9.0.
free70	Nível do índice de liberdade econômica em 1970. Fonte: Fraser Institute.
free80	Nível do índice de liberdade econômica em 1980. Fonte: Fraser Institute.
free80q	Nível do índice de liberdade econômica em 1980 elevado ao quadrado. Fonte: Fraser Institute.

Tabela A-2. Componentes do índice de liberdade econômica.

Tamanho do governo	Sistema legal e direitos de propriedade	Solidez da moeda
Consumo do governo	Independência do judiciário	Crescimento da moeda
Transferências e subsídios	Tribunais imparciais	Desvio padrão da inflação
Estatais e investimento público	Proteção dos direitos de propriedade	Nível da inflação atual
Taxa marginal de imposto	Interferência militar no Estado de Direito e na política	Liberdade para abrir conta bancária usando moeda estrangeira
	Integridade do sistema legal	
	Cumprimento dos contratos	
	Custos regulatórios para a venda de propriedades	
	Confiança na polícia	
	Custo do crime (Business costs of crime)	
Liberdade para comercializar internacionalmente	Regulação	
Taxas alfandegárias	Regulação no mercado de crédito	
Barreiras comerciais	Regulação no mercado de trabalho	
Taxa cambial do mercado negro	Regulação nos negócios	
Controle de capital e de migração		

Tabela A-4. Regressões de crescimento com efeitos aleatórios (1966–2014).

	(Mundo)	(AL)	(EUR)	(ASI)	(AFR)	(DES)	(LDC)	(EUR)	(ASI)	(DES)
	pi/bp	pi/bp	pi/bp	pi/bp	pi/bp	pi/bp	pi/bp	inv	ptf	Y/K
free	0,861 *** (0,199)	0,841 *** (0,223)	0,124 (0,288)	0,598 (0,528)	1,476 *** (0,388)	0,185 (0,194)	1,133 *** (0,257)	0,027 *** (0,006)	0,056 *** (0,018)	0,013 *** (0,004)
human	-1,778 *** (0,412)	1,103 * (0,605)	-0,612 (0,712)	-1,789 (1,205)	-0,339 (0,965)	-0,915 (0,665)	-0,856 (0,625)	-0,018 (0,016)	-0,017 (0,035)	0,007 (0,014)
inv	3,698 * (2,132)	-0,799 (3,557)	8,071 (5,406)	6,726 (6,145)	-2,484 (3,868)	6,082 * (3,661)	0,729 (1,863)		-0,560 *** (0,179)	
life	0,066 *** (0,022)	-0,062 (0,046)	-0,179 * (0,097)	0,047 (0,138)	0,102 *** (0,029)	-0,344 *** (0,085)	0,070 *** (0,018)	0,004 *** (0,001)	0,009 (0,006)	-0,017 *** (0,001)
pop	-0,095 (0,297)	0,055 (0,462)	-0,528 * (0,296)	-0,839 (0,563)	0,428 (0,496)	0,132 (0,215)	-0,004 (0,364)	0,008 (0,006)	0,065 *** (0,019)	0,047 *** (0,013)
R ²	0,08	0,12	0,10	0,09	0,13	0,17	0,11	0,19	0,31	0,44
N	921	198	234	190	280	287	634	190	234	287
χ^2	88,21	51,06	10,31	38,50	80,93	536,71	70,46	83,90	71,31	458,43
Prob > χ^2	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Notas: χ^2 é a estimativa qui-quadrado, a qual substitui o teste F ao utilizar efeitos aleatórios.

Hydroelectric Generators Competing in Cascades*

RODRIGO MOITA[†]

DANIEL MONTE[‡]

Contents

1. Introduction 49
2. Model 53
3. Market Power 59
4. Conclusion 62

Keywords

Electricity markets, dynamic games, hydroelectric generation

JEL Codes

D24, L13, L94

Abstract • Resumo

A geração hidrelétrica é a principal fonte de geração de energia em diversos países. Quando geradores atuam no mesmo rio, ou em cascatas, o produto final de uma firma é o insumo de produção de outra firma, sua competidora. Nesse artigo, construímos um modelo de competição em duopólio em que as firmas competem estando na mesma cascata. Nosso resultado mostra que um mercado descentralizado é ineficiente quando chove bastante. Porém, em ambientes em que as chuvas são menos frequentes, a alocação via mercado é eficiente. Mostramos também que uma intervenção regulatória pode ser necessária se os preços em momentos de pico são suficientemente maiores que preços nos períodos fora de pico. Nesses ambientes, os geradores que estão na parte superior do rio podem segurar a produção nos períodos fora de pico, o que limitaria a produção dos geradores na parte inferior do rio nos períodos de pico.

1. Introduction

In many countries, the electricity sector is highly regulated and often centralized. Market design in this sector is complicated because of the specificities of the electricity market. In part, this is due to the specific characteristics of hydro-technology, mainly the uncertainty related to input availability and production coordination. Efficient hydroelectric production calls for coordination of power plants located in cascades on the same river. Since they all use water from the river as an input, they must coordinate to maximize production. A commonly held belief is that a decentralized market fails to achieve these coordination gains. Worse, upstream plants could exercise unilateral market power by withholding production and forcing downstream plants not to produce as well.

*Financial support for this study was provided by Aneel's RD program PD-0678-0314-2014 sponsored by EDF Norte Fluminense, EDP and Energisa. We also greatly benefited from discussions with Shaun McRae, Alfredo Garcia, Richard Hochstetler, Bruno Monte, Secundino Soares and participants at the 2017 IIOC and at the 2017 EARIE Conference. Joao Lazaro provided excellent research assistance.

[†]Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo (FEA/USP). Av. Prof. Luciano Gualberto, 908, Cidade Universitária, São Paulo, SP, CEP 05508-010, Brasil. [0000-0003-3244-9892](tel:0000-0003-3244-9892)

[‡]Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (FGV/EESP). Rua Itapeva, 286, 10º andar, Bela Vista, São Paulo, SP, CEP 01332-000, Brasil. [0000-0001-6137-1129](tel:0000-0001-6137-1129)

✉ rodmoita@gmail.com ✉ daniel.monte@fgv.br

This paper provides a model of a decentralized market in which generators compete in cascades; and we address the issues of market failure and inefficiency in hydroelectric markets. Our model is an adaptation of Garcia, Reitzes, and Stacchetti (2001) to the context of competition in cascades and it provides a benchmark with which we can understand some of the mechanisms in this market and gain intuition about when the market failures are mild and when they are not. For example, we address the coordination issue and show that in critical times, when water is scarce, generators have the correct incentives and behave as a central planner would prescribe. However, frequent rain results in an efficiency loss. Second, we address the issue of market power in these markets and show that the exercise of unilateral market power occurs only when peak prices are sufficiently higher than off-peak prices.

Electricity production usually relies on natural resources such as water, oil, natural gas, sunlight, wind, and uranium. Different endowments of such resources lead countries to use different mixes of production technologies, which defines the power industry configuration and structure. Despite these differences, with slightly varying intensity across locations, the electricity industry is heavily regulated. Even countries that have undertaken broad liberalization reforms regulate their industries. Countries such as Brazil, Russia, China, India, and Venezuela, among others, with a large share of hydroelectric production, have centralized dispatch of generators. In some specific cases, like Brazil, Canada, and Norway, hydro-generation is the most important source of energy production. Indeed, in provinces such as British Columbia, Manitoba, and Quebec, more than 90% of the electricity comes from hydro-generation. The Nordpool market is characterized by the importance of hydroelectric generation, coming mostly from Norway, which competes with other technologies more prevalent in the other Nordic countries.

We can highlight three important features of hydro-production here. First, the input (water) of hydro-production depends on rain and on each firm's reservoir, and the cost of transport is prohibitively large, making water essentially a non-marketable input. Second, in many cases, generators operate in the same river, leading to a production in cascades. In Quebec, for example, the La Grande River has nine generators located in it and British Columbia's Peace River and Columbia River also have important generators located in cascades. In Southeast Brazil, up to 19 large-scale generators are in cascades in the Rio Grande and Parana River. In such cases, the output of an upstream generator is (or will be) the input of a downstream generator located in the same river. Thus, a decentralized market might imply large market power to upstream firms. Third, some generators have large reservoirs and their production decisions in a free market are part of a long-term strategy, while other generators have very small or no reservoirs so they cannot retain water for future use. These generators are known as run-of-river generators.¹

A closer inspection of some markets where hydro power is a major source, Brazil, Canada's Quebec and New Zealand shows that there is no situation where generators located on the same river compete to sell energy. In Brazil there is centralized dispatch, so generators have no say in production decisions (see Brazil's ONS, <http://www.ons>

¹In Norway, for example, run-of-river hydro generation accounts for 30% of annual productions (Førsund, 2015).

.org.br). In Quebec's La Grande river, all power plants are state owned (see [Hydro-Québec, 2010](#)). In New Zealand, the set of plants located in any river belongs to the same owner (see NZ Electricity Authority, <http://www.emi.ea.govt.nz>).

In this paper, we construct a simplified theoretical model of generators competing in cascades to address the argument that decentralized markets are inherently inefficient in hydroelectric production. Specifically, we build a dynamic stochastic duopoly model using two firms operating in the same river. We start with two firms, each with a unit capacity reservoir. Water follows a simple stationary stochastic process in which at every period there is a constant probability that it rains at the upstream generator. Energy is modelled as an indivisible unit and can be sold or stored for the following period if the reservoir is not yet full. In our benchmark model, each firm can hold only one unit of energy at a time.²

Demand is assumed to be unitary and constant over time. Thus, a firm with a full reservoir can sell at a monopoly price when its competitor has an empty reservoir, or they can compete in prices, à la Bertrand, when both have a full reservoir. Despite having a zero marginal cost, there is a future value in saving water, so prices never drop to zero. Because of the inelastic demand assumption, efficiency simply means that supply meets demand. Our model does not account for deadweight loss due to higher prices.³

Our model is meant to capture the operation of hydroelectric generators in cascade, but with a focus on the fact that the upstream generator's output will become the downstream firm's input. We remark here that some important features of actual hydroelectric operation are not incorporated in our model, such as joint-ownership, state-ownership, and environmental regulation mandating river flows. Additionally, there is a long discussion on productivity: any generator is more productive if it has more water stored (the downfall is higher and this generates more energy). Thus, while our theoretical exercise is meant to capture relevant features of hydroelectric production, our results must be taken with caution.

We derive policy implications from the analysis. First, efficiency implies that the downstream firm should deploy its reservoir in the competitive state. Second, we show that the downstream firm's reservoirs might impair efficiency. This is due to the downstream firm's strategic use of the reservoir, forcing the upstream firm to sell in competitive states when the optimal is for the downstream firm to sell. This provides an argument in favor of constructing run-of-river generators downstream.

Finally, a widespread argument against a decentralized market is that upstream firms would exercise market power and hold water while waiting for periods with higher prices. To study this question, we extend our benchmark model to include peak and off-peak periods. We show that this is a valid concern: When peak prices are

²This is, of course, a great simplification, but it allows us to focus on the strategic issues involved in the output-input feature of competition in cascades. For rivers with generators with large reservoirs, the cascade problem is less interesting, since firms have water most of the time, but the analysis in this paper provides intuition for the moments in which these reservoirs are nearly full.

³A discrete demand is a simplification of our analysis, just like in [Garcia et al. \(2001\)](#). One could think about relaxing the discrete assumption by using the approach by von de Fehr and Harbord [von der Fehr and Harbord \(1993\)](#), but this is beyond the scope of our analysis.

sufficiently higher than off-peak prices, it might be optimal for the upstream firm to hold water and wait for higher energy prices.

The setting presented in this paper, where the output of one firm is the input of its rival and with non-marketable and stochastic inputs, is special to the problem at hand, that is, hydro-competitors in cascades. However, this rather special environment shares certain features with other markets. Markets with important secondhand markets, like the housing market where existing houses compete with newly built houses, can benefit from insights offered in this paper. Markets in which recycling (e.g., of paper) is relevant also fall into this setup. A market in which information is the final product also shares this feature since the output of a producer (information) is also the input of a seller.

There is a large literature that analyzes electricity markets. Centralized electricity production has received many criticisms for quite some time now. Joskow and Schmalensee's (1988) pioneering work pointed to efficiency problems in centralized systems and advocated for full liberalization and competition. Several important contributions such as Green and Newbery (1992) and Wilson (2002), among many others, followed, dealing mainly with electricity market design issues. Castro Filho, Negrete-Pincetic, and Gross (2008) discusses the Illinois experience, while Castro Filho, Oren, and Riascos (2013) the Colombian one.

Another part of the literature focuses on hydroelectric generation. Scott and Read (1996) analyze a model of the New Zealand electricity market where there are hydro and thermal generators competing a la Cournot. Crampes and Moreaux (2001) compute the first best, monopoly and duopoly allocation of a market with a thermal and a hydro plant. Genc and Thille (2011) analyze a dynamic game between a hydro producer and a thermal one in a decentralized market. Garcia et al. (2001) analyze competition between two hydroelectric generators. In this paper, we build on their set up to analyze competition when plants are located on the same river. Ambec and Doucet (2003) analyze decentralization of a hydroelectric industry and show that while a monopoly brings market power concerns, a decentralized market may have suboptimal use of water resources. Genc and Thille (2011) look at investment behavior when there both hydro and thermal plants competing. Ambec and Crampes (2012) studies the decentralization of electricity production in the presence of intermittent sources. They also discuss policy instruments to achieve the first and second best outcomes in these environments.

Moita (2008) analyzes the entry problem of a hydro generator and empirically shows that the cascade effect matters on entry decisions in rivers with many plants.

Rangel (2008) is the first theory paper to focus on the cascade problem. He builds a duopoly competition in cascades in which firms compete in quantity, Cournot and Stackelberg, and shows that the upstream firm produces less than if its output did not supply the rival's input. He was the first to show that market power is more likely on off-peak periods, a result that we were also able to obtain in our dynamic horizon cascade game.

This topic has been studied in the engineering literature. Marques, Cicogna, and Soares (2006) numerically estimate the benefits of production coordination when plants operate in cascade. They compare a centralized maximization of production

with a decentralized one, where each plant maximizes profit in a market. They find that the benefits of coordination are small. [Kelman, Barroso, and Pereira \(2001\)](#) also compare centralized versus decentralized production, but do not explicitly model plants located in cascade.

The paper proceeds as follows. The next section lays out the model and derive the main results concerning equilibrium and efficiency of this type of electricity market. [Section 3](#) modifies the model to account for a more extreme form of market power that may arise. The last section concludes.

2. Model

Consider an infinite horizon duopoly $\{A, B\}$, in which firms discount profits at rate $\beta < 1$. Assume that firm A is upstream, whereas B is downstream. At each period $t = 1, 2, \dots$, a hydro generator might have full capacity or empty capacity, which we will denote by the binary variable $\{0, 1\}$. We assume an inelastic unitary demand at each period and assume that the reservation price of consumers is given by p^* . At every period, if a seller has a full reservoir and is the only seller with a full reservoir, it might sell it and earn p^* . On the other hand, if both firms have a full reservoir, they will enter a Bertrand competition and only one of them will sell its unit of water, converted to energy. Thus, energy is modelled as an indivisible unit. If a firm sells its unit for a given price, it earns the price but will finish the period with empty reservoirs. If it does not sell energy, it will enter the following period with full capacity. With these assumptions, we can focus on the extensive margin of the energy production.

When it rains, it rains one unit only at A . Rain happens every period with probability π . The set of states of the world, S , is based on reservoirs being empty (0) or full (1): $S = \{(0, 0), (0, 1), (1, 0), (1, 1)\}$. Let s be a typical element of S in which its first element represents A 's reservoir, while B 's reservoir is represented by the second element. An important feature of this upstream-downstream model is that whenever firm A sells energy, it fills B 's reservoir. For simplicity, we assume that each firm can hold at most 1 unit of water and any extra water is wasted at zero cost (and zero benefit).

Therefore, we can summarize the timing of each period as follows:

- 1) One of the two firms sells energy—as a monopolist if $s \in \{(1, 0), (0, 1)\}$ or they enter a Bertrand competition if $s = (1, 1)$;
- 2) Reservoirs are updated in two steps: first, the firm that sold energy has an empty reservoir. Second, if A sold energy, its water goes to hydro producer B . If B 's reservoir was already full, the water from A is lost, but if B 's reservoir was empty, it now becomes full;
- 3) Rain happens with probability π : if A had an empty reservoir, it becomes full with the rain, if A had a full reservoir, the water from the rain goes to B , which will retain it if it was empty, but will spill it if it was already full.

2.1 Central Planner

The planner incurs a welfare cost of deficit which we will label by c . This cost might be interpreted as the deadweight loss of not serving the consumers in a given period. The optimal policy is such that the planner serves the market whenever there is water

available. That is, at states (0, 1) and (1, 0), the monopolist serves the market and at state (1, 1), the market is served by one of the two firms. Let us look at each one the two possible options, when A serves at the competitive state and when B serves at that state. Note that in the planner's welfare function we do not consider the prices actually charged. That is, in terms of welfare, prices are considered as transfers between generators and consumers and do not affect total welfare.

Note that due to the Markovian nature of the stochastic process, the problem can be written in a simple recursive way. It will be convenient to write the present-value of the total cost of the central planner as a continuation value function for each of the states. That is, if A serves the market in the competitive state (1, 1), we have the following expected continuation Bellman cost functions for the states where i) no one has water, ii) A is a monopolist, and iii) B is a monopolist:

$$C(0, 0) = c + \beta(\pi C(1, 0) + (1 - \pi)C(0, 0)), \quad (1)$$

$$C(1, 0) = \beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1)),$$

$$C(0, 1) = \beta(\pi C(1, 0) + (1 - \pi)C(0, 0)).$$

For the competitive state we have:

$$C^A(1, 1) = \beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1)), \quad (2)$$

where, with slight abuse of notation, we write $C^A(1, 1)$ as the cost function at state (1, 1) in the policy where A sells at that state. Similarly, for the policy in which B sells at the competitive state, we have the first same three equations given by (1) and the following cost function for the competitive state:

$$C^B(1, 1) = \beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(1, 0)), \quad (3)$$

where $C^B(1, 1)$ is the cost function at state (1, 1) in this policy where B sells at that state.

Proposition 1 (Planner's Solution). *The optimal solution for the central planner is to deploy B 's reservoir in the competitive state.*

Proof. The system of equations (1) and (2) implies that $C(0, 0)$ is the highest expected continuation cost among the four different continuation cost functions. That is: $C(0, 0) > C(s)$, $\forall s \in S \setminus (0, 0)$.

Fix the policy in the monopoly states to be such that the monopolist sells at some price p . Let us show that if the policy is such that the planner deploys A 's reservoir in the competitive state, then the planner will have an incentive to deviate. If the planner follows the prescribed policy, it will have an expected cost at the competitive state of

$$\beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1)),$$

whereas if it deviates, it will have an expected cost given by

$$\beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(1, 0)).$$

We will prove the claim that deviating in the competitive state is better for the planner, that is:

$$\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(1, 0) \leq \pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1). \quad (4)$$

Thus, in order to show that this claim is true it suffices to show that

$$C(1, 0) \leq C(0, 1). \quad (5)$$

Given that we have fixed the policy at all states, the relation (5) holds if and only if:

$$\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1) \leq \pi C(1, 0) + (1 - \pi)C(0, 0).$$

We know that $C(0, 0) > C(0, 1)$, so in order to prove our claim (4) it suffices to show that $C(1, 1) \leq C(1, 0)$, which is a very intuitive result since in one case there is water in both reservoirs, whereas in the other case there is water only in A 's reservoir. Since we are analyzing the policy in which A 's reservoir is deployed in the competitive state, A will have its reservoir empty and the water discarded will not be useful to B , since B is already full. Thus, under this policy, both states have the same expected continuation costs. For completeness, let us show the result. Since $C(1, 1) = \beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1))$ and $C(1, 0) = \beta(\pi C(1, 1) + (1 - \pi)C(0, 1))$, we have that $C(1, 1) = C(1, 0)$, as we wanted to show. Thus, we know that the policy in which A sells in the competitive state cannot be optimal. By the one-step-deviation property, the policy in which B sells at the competitive state is the optimal one. \square

2.2 Decentralized Market

Consider the same market as above, but in which the two firms face a Bertrand competition every period. The game has complete and public information, so a history of the game at period t is defined as h_t where h_t specifies the sequence of prices, states of the world and the identity of the seller for each period $\tau \leq t - 1$. The set \mathcal{H}_t is the set of all histories at period t and the set of histories in the game is $\mathcal{H} = \cup_{t=1}^{\infty} \mathcal{H}_t$. A strategy for each player is a map from the history $h \in \mathcal{H}$ to the set of prices. Denote by Σ_i the set of all possible strategies for firm i .

We will concentrate on equilibria with Markov strategies in which whenever a firm is a monopolist, it sells energy at the maximum possible price, which we will denote by p^* . Thus, a Markov strategy is a map from the state $s \in S$ to a price $p \in [0, \infty)$, that is,

$$\sigma_i : S \rightarrow [0, \infty), \quad i = A, B.$$

The payoff for each firm in a given period is either zero, when it does not sell, or the price for which its energy is sold. Firms discount their payoffs using a discount rate $\beta < 1$. The expected continuation payoff for firm i starting at some history h and given that firms are using the strategy profile (σ_i, σ_{-i}) is denoted by $V^i(\sigma_i, \sigma_{-i} | h)$.

Definition 1 (Markov Perfect Equilibrium). A Markov Perfect Equilibrium in this game is a Markov strategy profile $\sigma = (\sigma_A, \sigma_B)$ such that $V^i(\sigma_A, \sigma_B | h) \geq V^i(\sigma'_i, \sigma_{-i} | h)$, $\forall \sigma'_i \in \Sigma_i, i = A, B, \forall h \in \mathcal{H}$.

We abuse notation and write the value function as a function of the states only, but keep in mind that the players are using equilibrium strategies. Thus, we write $V^i(s)$ to be generator i 's expected continuation payoff at any history h where the state of the world is s . The expected continuation values of firm A for each state of the economy can be written as:

$$\begin{aligned} V^A(0, 0) &= \beta(\pi V^A(1, 0) + (1 - \pi)V^A(0, 0)), \\ V^A(1, 0) &= p^* + \beta(\pi V^A(1, 1) + (1 - \pi)V^A(0, 1)), \\ V^A(0, 1) &= \beta(\pi V^A(1, 0) + (1 - \pi)V^A(0, 0)), \\ V^A(1, 1) &= \max \left\{ \begin{array}{l} p_{1,1} + \beta(\pi V^A(1, 1) + (1 - \pi)V^A(0, 1)), \\ \beta(\pi V^A(1, 1) + (1 - \pi)V^A(1, 0)) \end{array} \right\}. \end{aligned}$$

Similarly, firm B, has the following value functions:

$$\begin{aligned} V^B(0, 0) &= \beta(\pi V^B(1, 0) + (1 - \pi)V^B(0, 0)), \\ V^B(0, 1) &= p^* + \beta(\pi V^B(1, 0) + (1 - \pi)V^B(0, 0)), \\ V^B(1, 0) &= \beta(\pi V^B(1, 1) + (1 - \pi)V^B(0, 1)), \\ V^B(1, 1) &= \max \left\{ \begin{array}{l} p_{1,1} + \beta(\pi V^B(1, 1) + (1 - \pi)V^B(1, 0)), \\ \beta(\pi V^B(1, 1) + (1 - \pi)V^B(0, 1)) \end{array} \right\}. \end{aligned}$$

In this economy, the maximum that a firm might receive in any given period is the monopoly price p^* . In any equilibrium it must be the case that whenever a firm is a monopolist in the period, it will find it optimal to sell and receive the price p^* . Thus, equilibria can only differ in how players behave in the competitive states. At that state, they play a Bertrand game, but unlike a static Bertrand where the equilibrium price would be given by the highest marginal cost between the two firms, here the price at the competitive state, which we denote by $p_{1,1}$, is given by the highest reservation value of waiting between the two firms. Therefore, unless both firms have identical continuation values for waiting, there should be a clear winner in the competitive state. This is what we show in the following proposition.

Proposition 2 (Generically Unique Equilibrium). *For any given set of parameters, with $\pi \in (0, 1)$, the Markov Perfect Equilibrium set is generically unique. This equilibrium is such that A sells when it is a monopolist, $s = (1, 0)$, B sells when it is a monopolist, $s = (0, 1)$, and depending on the parameters, either A sells or B sells at state $s = (1, 1)$.*

Proof. Solving the system of equations under each of the two proposed equilibria, we have the following. When A sells at the competitive state, the equilibrium price is:

$$p_{1,1} = \beta p^*(1 - \pi)(1 - \beta(1 - \pi)). \quad (6)$$

With some algebra, it can be shown that the no-deviation conditions of the problem imply that this equilibrium only holds if:

$$-\beta^2 p^*(\pi - 1)(\beta^2 \pi^3 - 2\beta^2 \pi^2 + \beta^2 \pi + \beta \pi^2 - \beta \pi + 2\pi - 1) \geq 0. \quad (7)$$

For the equilibrium in which B sells, the equilibrium price is:

$$p_{1,1} = \frac{\beta p^*(1 - \beta\pi)(1 - \pi)}{1 - \beta^2\pi(1 - \pi)}. \quad (8)$$

The condition for this equilibrium is:

$$\beta^2 p^*(\pi - 1)(\beta^2 \pi^3 - 2\beta^2 \pi^2 + \beta^2 \pi + \beta \pi^2 - \beta \pi + 2\pi - 1) \geq 0. \quad (9)$$

Given that $\pi \in (0, 1)$ and $\beta > 0$, $p^* > 0$, conditions (7) and (9) can only hold both at the same time if the polynomial expression $\beta^2 \pi^3 - 2\beta^2 \pi^2 + \beta^2 \pi + \beta \pi^2 - \beta \pi + 2\pi - 1 = 0$. For any given β , there will only be at most three values of π such that both conditions hold. Thus, we have that there is a generically unique equilibrium in Markov strategies. In this equilibrium, either A sells at the competitive state or B sells. In the special cases where β and π are such that expressions (7) and (9) are both zero, we have both equilibria. \square

As we discussed above, at the competitive state $s = (1, 1)$, there is a Bertrand competition between the two firms. While the marginal cost of water is zero, there is a shadow value given by the expected future price that a firm can get by saving water. Thus, depending on the parameters one firm or the other will be more willing to sell at the current competitive state rather than waiting.

Proposition 3. *There exists $\bar{\pi}$ and $\underline{\pi}$ with $0 < \underline{\pi} < \bar{\pi} < 1$, such that $\forall \pi \geq \bar{\pi}$ the only equilibrium in Markov strategies is such that firm A sells at state $s = (1, 1)$ and $\forall \pi \leq \underline{\pi}$ the only equilibrium in Markov strategies is such that firm B sells at state $s = (1, 1)$.⁴*

Proof. As we have shown in the previous proposition the equilibrium depends on which of the two conditions (7) and (9) hold. Thus, the equilibrium in which A sells happens when

$$\begin{aligned} \beta^2 \pi^3 - 2\beta^2 \pi^2 + \beta^2 \pi + \beta \pi^2 - \beta \pi + 2\pi - 1 &\geq 0 \\ \beta^2 (\pi^3 - 2\pi^2 + \pi) + \beta (\pi^2 - \pi) + 2\pi - 1 &\geq 0 \\ \beta^2 \pi (\pi^2 - 2\pi + 1) + \beta \pi (\pi - 1) + 2\pi - 1 &\geq 0 \\ \beta^2 \pi (\pi - 1)^2 + \beta \pi (\pi - 1) + 2\pi - 1 &\geq 0. \end{aligned}$$

This condition is satisfied whenever $\pi > \frac{5}{8}$, regardless of p^* and β , as we can see below:

$$\begin{aligned} \beta^2 \pi (\pi - 1)^2 + \beta \pi (\pi - 1) + 2\pi - 1 &\geq 0 \\ &\geq \beta \pi (\pi - 1) + 2\pi - 1 \\ &\geq -\frac{1}{4} + 2\pi - 1 \\ &= 2\pi - \frac{5}{4}, \end{aligned}$$

⁴For $\pi \in (\underline{\pi}, \bar{\pi})$, the equilibrium depends on the β as well.

where the first inequality comes from the fact that $\beta^2\pi(\pi - 1)^2 > 0$ and the second inequality follows from the fact that $\beta\pi(\pi - 1) \geq -(1/4)$, $\forall \beta$ and $\forall \pi$.

On the other hand, the opposite holds whenever $\pi < \frac{1}{2}$, regardless of the other parameters of the model:

$$\begin{aligned} \beta^2\pi(\pi - 1)^2 + \beta\pi(\pi - 1) + 2\pi - 1 &\leq \beta^2\pi(\pi - 1)^2 + \beta\pi(\pi - 1) \\ &= \beta\pi(\pi - 1)(\beta(\pi - 1) + 1) \\ &= \beta\pi(\pi - 1)(1 - \beta + \beta\pi) \\ &\leq 0. \end{aligned} \quad \square$$

We summarize our result: when the economy has a low probability of raining, the cascade problem is more significant, since the downstream firm is more dependent on the water coming from the upstream rival. In this case, we have shown that the market equilibrium coincides with the Planner's solution. However, when there is a high probability of raining, the equilibrium is inefficient. That is, the upstream firm depletes its reservoir when both have their reservoirs full. In our model, this implies that water is wasted with certainty. Given that this is a case where it rains with high probability, wasting water is not as dramatic as it would be in a world where water is scarce.

In the remainder of this section, we extend the benchmark model and look at the case where B is a run-of-river generator. That is, it does not have a reservoir. This version of the model is meant to capture two features of the hydro producers: first, it is fairly common that downstream generators are indeed run-of-river, so this model helps us understand this situation, and second, with this model we add an insight about the optimal configuration of the electric system.

Formally, we will assume that B will produce whenever it has a reservoir of 1 and can't store water for the subsequent period. In our game this implies that B is a myopic player. Moreover, it also means that whenever both firms A and B have their reservoirs full, it is B who sells the water (at a price that makes A indifferent between selling and waiting). Using the proof of Proposition 3, it is immediate that we now have only one equilibrium regardless of the parameters: one in which the monopolist sells water and at the competitive state B sells. We state this result below.

Proposition 4 (Run-of-River: Efficiency). *When A has a reservoir that stores water from one period to another, but B does not (B is run-of-river), the outcome of the decentralized market is efficient.*

This result tells us that run-of-river hydro producers might improve efficiency in a decentralized market. This result is stronger than the result in Moita and Monte (2016) in which the authors showed that reservoirs might be unnecessary and a fraction of hydro generators may be replaced by run-of-river generators with no loss in welfare.

Of course, this result does not mean that it is necessarily better to sacrifice any reservoir that B might have. Instead, it highlights a mechanism that is present in competition is cascades that might otherwise be masqueraded by the overall result. In other words: on one hand, it is intuitive that a bigger reservoir improves efficiency

(ignoring costs), but on the other hand, a downstream firm might hurt efficiency through the strategic use of its reservoir. Indeed, the latter effect (negative) might be the dominant one, as it is in our simple model illustrated here.

3. Market Power

One of the main concerns in a hypothetical decentralized market for hydroelectric energy is the possibility that the upstream firm might take advantage of the fact that it can save water so that the downstream firm cannot produce. The fear that an extreme version of this might take place in an open market is a cause of concern in discussions of market design in the sector. In our benchmark model this “excess market power” is not present. The reason is that, with a reservoir of one unit only, the upstream firm can gain nothing by waiting an extra period when it is a monopolist: if it rains, it loses monopoly and if it does not rain it is back to the same situation as before, where it was a monopoly. Given that being a monopoly is the best outcome to a firm in the model, the firm should sell energy once it is in that state.

Thus, in order to capture this feature of “excess market power” we extend the benchmark model in two fronts: the downstream firm B , is run-of river and the upstream firm, A , has a reservoir capacity of 2. We also extend the model to include off-peak and peak periods, where prices are high (peak) \bar{p} or low (off-peak) \underline{p} . While these might be stochastic in reality, there is a clear seasonal and predictive component in the variation of peak and off-peak periods. We assume that this alternation is deterministic and that a peak period follows an off-peak period.

The model now has one strategic agent (the upstream firm, while the downstream firm sells whenever it has water) and twelve possible reservoir states. We summarize in the table below all the twelve states and the actions that are observed in any Markovian equilibrium. Two features are more straightforward: B sells whenever it has water and A sells whenever it is a monopolist in a peak period.

State of Reservoirs	Action Observed	State of Reservoirs	Action Observed	State of Reservoirs	Action Observed
$(2, 0)^{\text{off}}$?	$(1, 0)^{\text{off}}$?	$(0, 0)^{\text{off}}$	both wait
$(2, 0)^{\text{peak}}$	A sells	$(1, 0)^{\text{peak}}$	A sells	$(0, 0)^{\text{peak}}$	both wait
$(2, 1)^{\text{off}}$	B sells	$(1, 1)^{\text{off}}$	B sells	$(0, 1)^{\text{off}}$	B sells
$(2, 1)^{\text{peak}}$	B sells	$(1, 1)^{\text{peak}}$	B sells	$(0, 1)^{\text{peak}}$	B sells

Recall that both firms play a Bertrand game every period, so when B sells, the equilibrium price at the period is the one that makes A indifferent between selling and waiting. Given that B 's value of waiting is zero, it will always outbid A . The only two states that we are interested in are $(2, 0)^{\text{off}}$ and $(1, 0)^{\text{off}}$. Let us look at the value functions at these states:

$$V(2, 0)^{\text{off}} = \max \left\{ \begin{array}{l} \underline{p} + \beta(\pi V(2, 1)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(1, 1)^{\text{peak}}), \\ \beta(\pi V(2, 1)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(2, 0)^{\text{peak}}) \end{array} \right\}.$$

Thus, A **will sell in state** $(2, 0)^{\text{off}}$ if and only if

$$\underline{p} + \beta(\pi V(2, 1)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(1, 1)^{\text{peak}}) \geq \beta(\pi V(2, 1)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(2, 0)^{\text{peak}})$$

$$\underline{p} + \beta(1 - \pi)V(1, 1)^{\text{peak}} \geq \beta(1 - \pi)V(2, 0)^{\text{peak}},$$

which gives us the following equation:

$$\underline{p} \geq \beta(1 - \pi)(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}}). \quad (10)$$

The other important value function is:

$$V(1, 0)^{\text{off}} = \max \left\{ \begin{array}{l} \underline{p} + \beta(\pi V(1, 1)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(0, 1)^{\text{peak}}), \\ \beta(\pi V(2, 0)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(1, 0)^{\text{peak}}) \end{array} \right\},$$

and A **will sell in state** $(1, 0)^{\text{off}}$ if and only if

$$\underline{p} + \beta(\pi V(1, 1)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(0, 1)^{\text{peak}}) \geq \beta(\pi V(2, 0)^{\text{peak}} + (1 - \pi)V(1, 0)^{\text{peak}}),$$

which is equivalent to

$$\underline{p} \geq \beta\pi(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}}) + \beta(1 - \pi)(V(1, 0)^{\text{peak}} - V(0, 1)^{\text{peak}}). \quad (11)$$

We will use conditions (10) and (11) to prove the following result.

Proposition 5 (Extreme Strategic Market Power). *An equilibrium in Markov strategies in which firm A does not sell energy in states $(1, 0)^{\text{off}}$ and $(2, 0)^{\text{off}}$ exists if and only if $\underline{p} \leq \beta(1 - \pi)\bar{p}$.*

Proof. First, let us write the value function for the states $(2, 0)^{\text{peak}}$ and $(1, 1)^{\text{peak}}$:

$$V(2, 0)^{\text{peak}} \geq \bar{p} + \beta(\pi V(2, 1)^{\text{off}} + (1 - \pi)V(1, 1)^{\text{off}})$$

$$V(1, 1)^{\text{peak}} = \beta(\pi V(2, 0)^{\text{off}} + (1 - \pi)V(1, 0)^{\text{off}}).$$

We can re-write condition (10) as follows:

$$\underline{p} \geq \beta(1 - \pi)(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}})$$

$$\geq \beta(1 - \pi)\left(\bar{p} + \beta\pi(V(2, 1)^{\text{off}} - V(2, 0)^{\text{off}}) + \beta(1 - \pi)(V(1, 1)^{\text{off}} - V(1, 0)^{\text{off}})\right).$$

Rearranging, we have that

$$\underline{p} \geq \beta(1 - \pi)\bar{p} + \beta^2(1 - \pi)\left(\pi(V(2, 1)^{\text{off}} - V(2, 0)^{\text{off}})\right.$$

$$\left. + (1 - \pi)(V(1, 1)^{\text{off}} - V(1, 0)^{\text{off}})\right). \quad (12)$$

(\implies) If such an equilibrium exists, $V(2, 1)^{\text{off}} = V(2, 0)^{\text{off}}$ and $V(1, 1)^{\text{off}} = V(1, 0)^{\text{off}}$. Thus, condition (12), which is a necessary condition for A to sell in state $(2, 0)^{\text{off}}$, becomes

$$\underline{p} \geq \beta(1 - \pi)\bar{p}.$$

Given that A does not sell in state $(2, 0)^{\text{off}}$, it must be the case that $\underline{p} \leq \beta(1 - \pi)\bar{p}$.

(\impliedby) Suppose that $\underline{p} < \beta(1 - \pi)\bar{p}$. Let us show that an equilibrium in Markov strategies in which firm A does not sell energy in states $(1, 0)^{\text{off}}$ and $(2, 0)^{\text{off}}$ exists. Firm A does not sell in state $(2, 0)^{\text{off}}$ if

$$\underline{p} \leq \beta(1 - \pi)(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}}). \quad (13)$$

However, we have that:

$$\begin{aligned} & V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}} \\ &= \bar{p} + \beta(\pi V(2, 1)^{\text{off}} + (1 - \pi)V(1, 1)^{\text{off}}) - \beta(\pi V(2, 0)^{\text{off}} + (1 - \pi)V(1, 0)^{\text{off}}) \\ &= \bar{p} + \beta\pi(V(2, 1)^{\text{off}} - V(2, 0)^{\text{off}}) + \beta(1 - \pi)(V(1, 1)^{\text{off}} - V(1, 0)^{\text{off}}) \\ &\leq \bar{p}. \end{aligned}$$

Therefore (13) becomes

$$\underline{p} \leq \beta(1 - \pi)(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}}) \leq \beta(1 - \pi)\bar{p}. \quad (14)$$

which is true by assumption. Moreover, Firm A does not sell in state $(1, 0)^{\text{off}}$ if

$$\underline{p} \leq \beta\pi(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}}) + \beta(1 - \pi)(V(1, 0)^{\text{peak}} - V(0, 1)^{\text{peak}}). \quad (15)$$

Also:

$$\begin{aligned} & V(1, 0)^{\text{peak}} - V(0, 1)^{\text{peak}} \\ &= \bar{p} + \beta(\pi V(1, 1)^{\text{off}} + (1 - \pi)V(0, 1)^{\text{off}}) - \beta(\pi V(1, 0)^{\text{off}} + (1 - \pi)V(0, 0)^{\text{off}}) \\ &\leq \bar{p}. \end{aligned}$$

Thus, we have that

$$\begin{aligned} \underline{p} &\leq \beta\pi(V(2, 0)^{\text{peak}} - V(1, 1)^{\text{peak}}) + \beta(1 - \pi)(V(1, 0)^{\text{peak}} - V(0, 1)^{\text{peak}}) \\ &\leq \beta\pi\bar{p} + \beta(1 - \pi)\bar{p} = \beta\bar{p}, \end{aligned}$$

and given that, by assumption, $\underline{p} \leq \beta(1 - \pi)\bar{p} < \beta\bar{p}$, we have the result. \square

When the upstream firm has a full reservoir on an off-peak period, when deciding to wait it must trade-off the fact that waiting might lead to monopoly in a peak period if it doesn't rain, but might also lead to excess water that drains to the downstream firm, so that the upstream firm loses market power in the following peak period. On the other hand, if the upstream firm does not have a full reservoir in the off-peak period

then waiting necessarily leads to a monopoly situation. Informally, this suggests that market power is more likely when the upstream firm's reservoir is not yet full (since there is no risk of spillage). Indeed, we prove the following result: in any equilibrium in which there is exercise of market power, it must be the case that the firm exerts this market power when its reservoir is not full.

Remark 1. Note that if the condition for market power is present (for example, a very high peak price or very low off-peak price) then it might be the case that the upstream firm always exerts market power. What we rule out is a situation in which the upstream firm sells energy in the off-peak period with full reservoir but not in the off-peak period with a reservoir only partially filled. Formally, there is no equilibrium in which firm *A* sells energy in state $(2, 0)^{\text{off}}$, but does not sell in state $(1, 0)^{\text{off}}$.⁵

4. Conclusion

This paper develops and analyzes a model of generators competing in cascade.

The solution of the central planner problem shows that the way to minimize water loss is to produce with the downstream plant first. We show that the market equilibrium can be distinct from the social optimum. Two results are important here. First, there are situations where the upstream plant outbids its rival and produces energy. Second, and perhaps more importantly, this non optimal situation happens only when water is abundant. Thus, we have a positive result here: market competition leads to an efficient situation in critical times, when water is more scarce.

We next turned to the possibility that the upstream plant held production to wait for higher prices in the future. We constructed a model where there are peak and off-peak periods. We showed that it is indeed an equilibrium for the upstream plant to hold production. However, it can only happen in environments in which off-peak periods prices are much lower than peak prices. In such cases, the upstream generator has a high incentive to be a monopolist in peak periods.

In summary, the outcome of firms competing in cascade can differ from the social optimum and it is important to understand how demand varies over time, since this variance may or may not induce market power abuse.

References

- Ambec, S., & Crampes, C. (2012). Electricity provision with intermittent sources of energy. *Resource and Energy Economics*, 34(3), 319–336. <http://dx.doi.org/10.1016/j.reseneeco.2012.01.001>
- Ambec, S., & Doucet, J. A. (2003). Decentralizing hydro power production. *Canadian Journal of Economics*, 36(3), 587–607. <http://dx.doi.org/10.1111/1540-5982.t01-2-00004>
- Castro Filho, L. d., Negrete-Pincetic, M., & Gross, G. (2008). Product definition for future electricity supply auctions: The 2006 Illinois experience. *The Electricity Journal*, 21(7), 50–62. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tej.2008.08.008>

⁵The proof, which we omit, is by contradiction and involves solving a tentative equilibrium in which the firm sells in $(2, 0)^{\text{off}}$ but not in $(1, 0)^{\text{off}}$.

- Castro Filho, L. d., Oren, S., & Riascos, A. J. (2013, December). *An evaluation of CREG 051: 2009 regulatory intervention in the Colombian electricity market*. <https://eventosepge.fgv.br/en/event/7702/an-evaluation-of-creg-051-2009-regulatory-intervention-in-colombian-electricity-market>
- Crampes, C., & Moreaux, M. (2001). Water resource and power generation. *International Journal of Industrial Organization*, 19(6), 975–997. [http://dx.doi.org/10.1016/S0167-7187\(99\)00052-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-7187(99)00052-1)
- Førsund, F. R. (2015). *Hydropower economics* [International Series in Operations Research and Management Science]. Springer.
- Garcia, A., Reitzes, J. D., & Stacchetti, E. (2001). Strategic pricing when electricity is storable. *Journal of Regulatory Economics*, 20(3), 223–247. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1011151409081>
- Genc, T. S., & Thille, H. (2011). Investment in electricity markets with asymmetric technologies. *Energy Economics*, 33(3), 379–387. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2010.08.004>
- Green, R. J., & Newbery, D. M. (1992). Competition in the british electricity spot market. *Journal of Political Economy*, 100(5), 929–953. <http://dx.doi.org/10.1086/261846>
- Hydro-Québec. (2010). *Annual report 2009: Shaping the future*. <https://issuu.com/hydroquebec/docs/annual-report-2009-en>
- Joskow, P. L., & Schmalensee, R. (1988). *Markets for power: An analysis of electrical utility deregulation* (Vol. 1). The MIT Press.
- Kelman, R., Barroso, L. A. N., & Pereira, M. V. F. (2001). Market power assessment and mitigation in hydrothermal systems. *IEEE Transactions on Power Systems*, 16(3), 354–359. <http://dx.doi.org/10.1109/59.932268>
- Marques, T. C., Cicogna, M. A., & Soares, S. (2006, June). Benefits of coordination in the operation of hydroelectric power systems: Brazilian case. In *2006 IEEE Power Engineering Society General Meeting*, Montreal, Que., Canada. <http://dx.doi.org/10.1109/PES.2006.1709574>
- Moita, R. M. S. (2008). Entry and externality: Hydroelectric generators in Brazil. *International Journal of Industrial Organization*, 26(6), 1437–1447. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijindorg.2008.02.006>
- Moita, R. M. S., & Monte, D. (2016). *Water wind and fire: Competitive equilibrium and regulation in a hydrothermo-plus-intermittent electricity market*.
- Rangel, L. (2008). *When input competes with output: Competition among cascade hydroelectric generators*.
- Scott, T. J., & Read, E. G. (1996). Modelling hydro reservoir operation in a deregulated electricity market. *International Transactions in Operational Research*, 3(3-4), 243–253. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-3995.1996.tb00050.x>
- von der Fehr, N.-H. M., & Harbord, D. (1993). Spot market competition in the UK electricity industry. *The Economic Journal*, 103(418), 531–546. <http://dx.doi.org/10.2307/2234530>
- Wilson, R. (2002). Architecture of power markets. *Econometrica*, 70(4), 1299–1340. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0262.00334>

Uma Nota Sobre as Disparidades de Renda dos Municípios Nordestinos

LUCAS DAVID RIBEIRO REIS*

ROGÉRIO CÉSAR PEREIRA DE ARAÚJO†

JOÃO RICARDO FERREIRA DE LIMA‡

Sumário

1. Convergência de renda 65
2. Considerações finais 73

Palavras-chave

β -convergência, Nordeste, renda, σ -convergência, Solow

JEL Codes

O4, R11

Resumo • Abstract

Considering the growth of the Gross Domestic Product (GDP) of the Northeast in the last years, this study aims to analyze if such growth occurred in a way to reduce the income disparities between the municipalities of this region. For this, the hypothesis of β -convergence, absolute and conditional, as well as σ -convergence was tested. The results showed that for the region as a whole, the municipalities have the two types of convergence, in addition to the convergence. The conditional β -convergence proved to be poor, since the convergence velocity was greater than in absolute β -convergence, and consequently a shorter half-life, being a reduction of two and a half years. This shows that the variables used in conditional β -convergence (Firjan health and education), contribute to reduce the income disparities between the Northeastern municipalities.

entre os municípios nordestinos.

1. Convergência de renda

Neste trabalho foi utilizado o modelo de β -convergência absoluta e β -convergência condicional, para poder-se compará-los os dois modelos. No modelo de β -convergência condicional as variáveis incluídas referentes às características de cada município, refere-se aos índices de Firjan para saúde e educação de cada município da região Nordeste, sendo que os valores para este índice refere-se ao ano inicial, isto é, para o ano de 2010. Além disso, optou-se, assim como fez Ellery e Ferreira (1995), pelo uso de variáveis *dummies* para cada estado da região Nordeste com objetivo de considerar as diversas diferenças existentes entre estes.

* Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Av. Mister Hull, s/n, Pici, Fortaleza, CE, CEP 60455-760, Brasil. 0000-0001-8602-094X

† Universidade Federal do Ceará (UFC), Departamento de Economia Agrícola. Av. Mister Hull, s/n, Pici, Fortaleza, CE, CEP 60455-760, Brasil. 0000-0003-1706-5575

‡ Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Pesquisador da Embrapa Semiárido. Rodovia BR-428, Km 152, Zona Rural, Petrolina, PE, CEP 56302-970, Brasil. 0000-0001-6045-9794

econ.lucasdavid@gmail.com rcpa@ufc.br joao.ricardo@embrapa.br

Basicamente o modelo estimado foi

$$\gamma = \log\left(\frac{y_t}{y_0}\right) = \delta_0 + \delta_1 \log(y_0) + \phi\mathbf{X} + \epsilon_t, \quad (1)$$

em que \mathbf{X} representa um vetor de variáveis que contém as características de cada unidade estudada. Muitas vezes, essas variáveis são incluídas com seu valor no período inicial da amostra. Diz-se que há β -convergência condicional se $\hat{\delta}_1 < 0$ na equação (1), sendo essa convergência controlada pela inclusão de variáveis, \mathbf{X} , de cada unidade estudada, com $\hat{\phi} \neq 0$. Se o vetor de variáveis \mathbf{X} na equação (1) forem omitidos, se tem a convergência absoluta.

A partir daí, estima-se a taxa de convergência.

$$\beta = \frac{\log(1 + \delta_1)}{t}, \quad (2)$$

em que t é o intervalo de tempo que separa o período final e inicial.

Depois de calculada a velocidade de convergência para o *steady state*, pode-se calcular o tempo necessário para que as economias percorram metade do caminho que as separam de seus estados estacionários, o que é chamado de meia-vida, da seguinte forma (Matos Filho, Silva, & Carvalho, 2012; Barro & Sala-i-Martin, 2004):

$$MV = \frac{\log(2)}{\beta} = \frac{0,69314}{\beta}. \quad (3)$$

Uma outra forma de se verificar a existência ou não de convergência é por meio da σ -convergência, que analisa a dispersão do logaritmo do PIB per-capita das economias nos sucessivos anos. A existência ou não de σ -convergência dependerá de existir, ou não, uma queda nesta dispersão, uma vez que as rendas estão mais próximas ou mais distantes. A σ -convergência, SC, é calculada da seguinte forma:

$$SC = \frac{\sigma_0}{\sigma_t}, \quad (4)$$

onde σ_0 e σ_t , representam, respectivamente, o desvio-padrão do logaritmo da renda no período inicial e final.

Caso SC na equação (4) for maior que a unidade, diz-se que houve σ -convergência, pois a dispersão no período t diminuiu em relação ao período 0; caso esta razão seja menor que 1, não existe convergência pois a dispersão no período t aumentou quando comparado ao período inicial (Silveira, Silva, & Carvalho, 2010).

O vetor \mathbf{X} na equação (1) foi representado por variáveis *dummies* estaduais e pelo Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM) que é um indicador composto que aborda, com igual ponderação, três áreas consagradas do desenvolvimento humano: Emprego & Renda, Educação e Saúde. Assim, o IFDM de um município consolida em um único número o nível de desenvolvimento socioeconômico local, através da média simples dos resultados obtidos em cada uma dessas três vertentes (Firjan, 2018).

Nesse estudo, tentou-se utilizar o IFDM, porém, como a variável Emprego & Renda tinha uma quantidade enorme de municípios que não tinham esta informação, o que acabou comprometendo o cálculo do IFDM para os respectivos municípios.

Assim, optou-se por utilizar o Firjan desagregado, com índices Firjan de saúde e educação.

Os resultados para o modelo de β -convergência absoluta encontram-se na Tabela 1. O modelo 1 nessa Tabela refere-se à convergência, considerando todos os municípios homogêneos, ou seja, com as mesmas características. Já o modelo 2, busca distinguir as características de cada município, através do uso de variáveis *dummies*. No cálculo do modelo 2, omitiu-se a variável *dummy* referente à Sergipe, para não cair na armadilha da variável *dummy*. E, assim, o valor do coeficiente de Sergipe é o intercepto e os valores *dummies* para os outros estados, representam o desvio em relação ao coeficiente de Sergipe.

Como se pode ver, em ambos os modelos todos os coeficientes estimados foram altamente significativos, e que o coeficiente referente ao log da renda em 2010 apresentou-se negativo, o que sugere que para o período analisado os municípios nordestino convergem para um mesmo estado estacionário, ou seja, que existe β -convergência absoluta.

A velocidade de convergência no modelo 1 é de 3,27% ao ano, o que dá um valor de meia-vida de aproximadamente 21 anos, isto é, para que a distância que separa os municípios da região Nordeste do seu estado estacionário se reduza à metade, são necessários 21 anos. Já o modelo com variáveis *dummies* apresentou uma velocidade

Tabela 1. Teste de β -convergência absoluta com e sem variáveis dummies para a região Nordeste entre 2010 e 2015.

	Variável dependente log(PIBpc2015/PIBpc2010)	
	(1)	(2)
log(PIBpc10)	-0,1507 ***	-0,1249 ***
dummyAL		0,1228 ***
dummyBA		0,1096 ***
dummyCE		0,1118 ***
dummyMA		0,1541 ***
dummyPB		0,0970 ***
dummyPE		0,0666 ***
dummyPI		0,1724 ***
dummyRN		0,1278 ***
Intercepto	1,4986 ***	1,1548 ***
$\hat{\beta}$	0,0327	0,0267
\widehat{MV}	21,2188	25,9730
Observações	1.794	1.794
R^2	0,1260	0,1583
Adjusted R^2	0,1255	0,1541
Residual Std. Error	0,1881 (df = 1.792)	0,1850 (df = 1.784)
F Statistic	258,2798 *** (df = 1; 1.792)	37,2839 *** (df = 9; 1.784)

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

de convergência menor, cerca de 2,67% ao ano, o que indubitavelmente aumentará o tempo de meia-vida, que nesse caso foi de aproximadamente 26 anos.

Esses resultados estão bem próximos daqueles encontrados por [Matos Filho et al. \(2012\)](#), que analisaram a convergência de renda das microrregiões no Nordeste. Em que os valores da velocidade da β -convergência absoluta encontrado por esses autores foi de 2,85% ao ano, gerando uma meia-vida de cerca de 24 anos.

Tanto no modelo 1 como no modelo 2, percebe-se que o valor o R^2 ajustado são baixos corroborando com os resultados encontrados por [Matos Filho et al. \(2012\)](#) e contrariando achados por [Araújo, Santos, e Rocha \(2014\)](#) que obtiveram valores de cerca de 0,8407 e 0,8378, para a β -convergência absoluta e condicional, respectivamente, nos municípios do estado do Piauí. E, que quando as variáveis *dummies* foram incluídas o valor dessa estatística teve um aumento, em que antes o valor da taxa de crescimento da renda na região Nordeste era explicado por cerca de 12,55% pela logaritmo da renda em 2010, passando para a ser explicado por 15,83% quando adicionado as *dummies* estaduais.

Vale destacar ainda que quando adicionado as *dummies* o valor da meia-vida aumentou, isto é, aumentou-se o número de anos para que a metade das discrepâncias entre os municípios mais ricos e mais pobres se reduzam. Esse resultado foi contrário, ao o encontrado por [Ellery e Ferreira \(1995\)](#) que analisou a convergência de renda no Brasil. Com o modelo sem *dummies* os autores obtiveram uma meia-vida de cerca de 52 anos; já quando essas são incorporadas ao modelo a meia-vida cai para aproximadamente 27 anos.

Na [Tabela 2](#) encontram-se os resultados obtidos pela estimação da β -convergência condicional. Percebe-se que o coeficiente do log da renda em 2010, apresentou sinal negativo em ambos os modelos, o que indica, que assim como nos modelos da [Tabela 1](#), existe convergência. Porém, nesse caso se tem a β -convergência condicional, que indica que cada município possui seu próprio *steady state*.

No modelo 1, apenas o coeficiente referente ao Firjan saúde não se mostrou estatisticamente significativo. Comparando o modelo 1 da [Tabela 2](#) com o modelo 1 da [Tabela 1](#), ver-se que o valor da velocidade de convergência apresentou um leve aumento, o que consequentemente diminuirá a meia-vida. A velocidade de convergência neste foi de 3,38% ao ano, gerando uma meia-vida de cerca de 20 anos e meio, ou seja, 6 meses a menos que o modelo 1 da [Tabela 1](#).

Ainda analisado a [Tabela 2](#) ver-se que no modelo 2 todos os coeficientes foram bastantes significativos, o que mostra que todas as variáveis influenciam na taxa de crescimento da renda. A velocidade de convergência nesse modelo foi menor que no modelo 1, gerando numa meia-vida maior. Porém, comparando o modelo 2 desta [Tabela](#) com o modelo 2 da [Tabela 1](#), em que a única diferença é a inclusão dos índices de saúde e educação de Firjan, nota-se que o modelo da [Tabela 2](#) tem uma meia-vida menor. Isto é, os índices de Firjan contribuem para que os municípios converjam mais rápido para o seu *steady state*. Nesse a meia-vida é de 23 anos e meio aproximadamente, enquanto que, no modelo 2 da [Tabela 1](#) esse valor é de cerca de 27 anos. [Matos Filho et al. \(2012\)](#) encontraram para as microrregiões do Nordeste no modelo de convergência condicional, controlada pelo estoque de capital humano, um valor de meia-vida de 22 anos, valor este muito perto do encontrado no presente trabalho.

Tabela 2. Teste de β -convergência condicional com e sem variáveis dummies para a região Nordeste entre 2010 e 2015.

	Variável dependente log(PIBpc2015/PIBpc2010)	
	(1)	(2)
log(PIBpc10)	-0,1556 ***	-0,1371 ***
FirjanEduc2010	0,1001 *	0,1476 **
FirjanSaude2010	0,0314	0,1203 ***
dummyAL		0,1434 ***
dummyBA		0,1432 ***
dummyCE		0,0898 ***
dummyMA		0,1741 ***
dummyPB		0,1042 ***
dummyPE		0,0673 ***
dummyPI		0,1768 ***
dummyRN		0,1194 ***
Intercepto	1,4669 ***	1,0999 ***
$\hat{\beta}$	0,0338	0,0295
\widehat{MV}	20,4916	23,4974
Observações	1.793	1.793
R^2	0,1291	0,1667
Adjusted R^2	0,1276	0,1615
Residual Std. Error	0,1878 (df = 1.789)	0,1841 (df = 1.781)
F Statistic	88,3872 *** (df = 3; 1789)	32,3849 *** (df = 11; 1781)

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Na [Tabela 2](#) ver-se ainda, que o valor do coeficiente de determinação ajustado no modelos com as *dummies* inclusas é maior que o modelo 1. Isto é, controlando a taxa de crescimento da renda na região Nordeste, distinguindo os municípios pertencentes a cada estado, aumenta-se a precisão na explicação do modelo. Isto é, as diferenças inter-estaduais fazem com que a meia-vida passe de 20 anos e meio, para cerca de 23 anos e meio, um aumento de 3 anos.

Para uma outra forma de ilustração da β -convergência entre os municípios da região Nordeste, estes foram separados a nível estadual, e posteriormente plotou-se num gráfico a taxa de crescimento da renda per capita entre 2010 e 2015 em função do logaritmo natural da renda per capita em 2010. O resultado encontra-se na [Figura 1](#), em que ainda foi adicionada a linha de regressão entre essas duas variáveis.

Como se pode ver, a relação entre a taxa de crescimento da renda e logaritmo da renda no ano inicial é claramente negativa, conforme mostrou a reta de regressão, ou seja, existe β -convergência não somente entre os municípios, mas também entre os estados da região Nordeste.

Fica visivelmente na figura acima que os estados que possuem menor renda per capita, apresentam as maiores taxas de crescimentos da renda. Sendo Piauí e Maranhão, os dois estados que apresentaram as maiores taxas de crescimento da

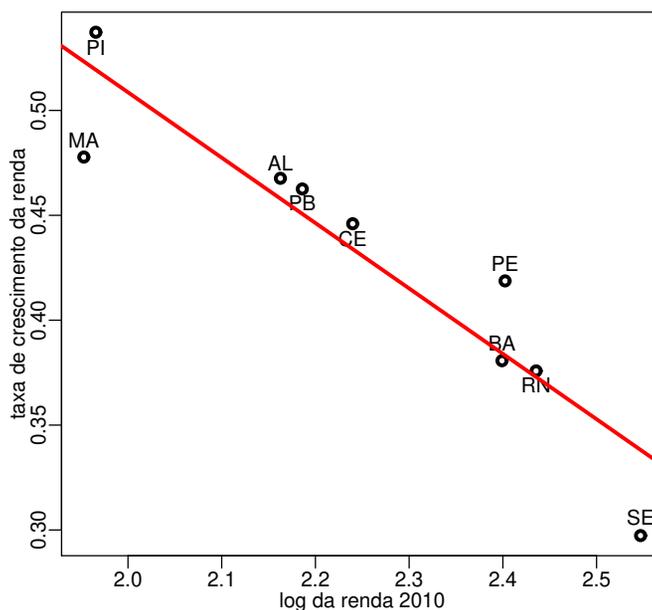


Figura 1. Taxa de crescimento da renda per capita entre 2010 e 2015 *versus* logaritmo da renda per capita em 2010, dos estados nordestinos.

renda. Por outro lado, Sergipe e o Rio Grande do Norte foram os dois estados que apresentaram as maiores rendas em 2010, e também, os dois que tiveram as menores taxas de crescimento da renda. Isto mostra que os estados estão convergindo para um mesmo estado estacionário, já que, os estados mais pobres estão crescendo a taxas maiores do que os estados mais ricos. Assim, a hipótese de Solow (1956) de que os países mais ricos crescem a taxas menores do que os países mais pobres, foi corroborada para tanto para os municípios como para os estados da região Nordeste.

Posteriormente, buscando entender melhor o processo de convergência de renda na região Nordeste, buscou-se realizar o teste de convergência para cada um dos nove estados. Foram realizados os mesmos testes que quando analisados de forma agregada para toda região Nordeste, isto é, a β -convergência absoluta e β -convergência condicional condicionada aos índices de saúde e educação de Firjan. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

Na Tabela 3, ver-se que apenas o estado do Maranhão não apresentou significância estatística para o coeficiente $\hat{\delta}_1$, em ambos os modelos de β -convergência, sendo esse o coeficiente de interesse para se calcular a velocidade de convergência, bem como o cálculo da meia-vida, conforme mostrado nas equações (2) e (3). Assim, com exceção do Maranhão, ver-se que os estados nordestinos apresentaram β -convergência dado que o coeficiente $\hat{\delta}_1$ foi negativo e significativo tanto na β -convergência absoluta como na β -convergência condicional.

Analisando a Tabela 3, nota-se que os índices de saúde e educação de Firjan, contribuem para o processo de convergência de renda nos estados nordestinos, já que, a taxa de velocidade de convergência aumentou, e conseqüentemente fez com que a meia-vida se reduzisse. Como fica claro, quando comparada a β -convergência condicional com β -absoluta na Tabela 3. Esses resultados corroboram com os achados

Tabela 3. Teste de β -convergência absoluta e condicional para a renda de cada estado da região Nordeste entre 2010 e 2015.

Estados	Absoluta			Condicional		
	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\beta}$	\widehat{MV}	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\beta}$	\widehat{MV}
AL (102)	-0,1274***	0,0273	25,4338	-0,1447***	0,0312	22,1809
BA (417)	-0,1300***	0,0278	24,8889	-0,1370***	0,0295	23,5249
CE (184)	-0,0605*	0,0125	55,5652	-0,0845**	0,0176	39,2377
MA (217)	-0,0252			-0,0428		
PB (223)	-0,0448*	0,0092	75,5529	-0,0502**	0,0103	67,2427
PE (185)	-0,0802**	0,0167	41,4697	-0,1093***	0,0231	29,9502
PI (224)	-0,1141***	0,0242	28,5946	-0,1081***	0,0229	30,3019
RN (167)	-0,2544***	0,0587	11,8041	-0,2611***	0,0605	11,4553
SE (75)	-0,2674***	0,0622	11,1382	-0,2882***	0,0680	10,1953

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

de [Silveira et al. \(2010\)](#), que estudaram a convergência de renda na região Norte do país. Quando os autores adicionaram a variável de condicionamento (anos de estudo), notou-se que a velocidade de convergência da renda nos estados da respectiva região aumentou, e a meia-vida se reduziu.

Os estados que apresentaram os maiores valores para a meia-vida foram Paraíba e Ceará, em ambos os modelos. Na convergência absoluta a Paraíba apresentou uma meia-vida de 75 anos e meio, caindo para 67 anos na convergência condicional, uma redução de pouco mais 8 anos. Já o Ceará apresentou em torno de 55 anos e meio para a meia-vida no modelo de β -convergência absoluta, caindo para aproximadamente 39 anos na β -convergência absoluta, gerando uma redução de mais que 16 anos.

Por outro lado, os estados que apresentaram os menores valores de meia-vida foram Sergipe e Rio Grande do Norte, tanto β -convergência absoluta como também na condicional. Na convergência absoluta o Sergipe teve um valor em torno de 11 anos para a meia-vida, caindo para 10 anos na convergência condicional, uma redução de aproximadamente 1 ano. Enquanto que para o estado do Rio Grande do Norte esses valores foram de cerca de 12 e 11,8 anos, respectivamente, na β -convergência absoluta e β -convergência condicional, uma moderada redução.

Parte-se agora a analisar o processo de σ -convergência da renda per capita nos municípios da região Nordeste, de acordo com a equação (4) vista anteriormente. Esta análise visa observar a dispersão das rendas nos municípios da região Nordeste entre os anos de 2010 e 2015. Para tanto é observado a dispersão do logaritmo da renda por cada estado e para toda região. Se a razão entre o desvio-padrão do logaritmo da renda em 2010 e o desvio-padrão do logaritmo da renda em 2015, for maior que a unidade há sigma convergência, ou seja, a dispersão na renda diminuiu; caso essa razão seja menor que 1, indica que não há sigma convergência, pois a dispersão de renda aumentou. Os resultados da σ -convergência encontram-se na [Tabela 4](#).

Os resultados indicam que toda a região Nordeste e apenas quatro estados (Alagoas, Bahia, Rio Grande do Norte e Sergipe) apresentam σ -convergência. O que diz

Tabela 4. Teste de σ -convergência da renda para cada estado e toda a região Nordeste entre 2010 e 2015.

	Desvio-padrão 2010	Desvio-padrão 2015	SC
AL (102)	0,3913	0,3748	1,0440
BA (417)	0,5447	0,5020	1,0850
CE (184)	0,3774	0,3903	0,9670
MA (217)	0,4207	0,4656	0,9036
PB (223)	0,2784	0,2838	0,9813
PE (185)	0,4324	0,4443	0,9732
PI (224)	0,3633	0,3677	0,9881
RN (167)	0,4637	0,4342	1,0680
SE (75)	0,5685	0,4462	1,2742
NE (1.794)	0,4736	0,4440	1,0667

que no período entre 2010 e 2015 houve tendência de equalização da renda na região Nordeste e para estes quatro estados.

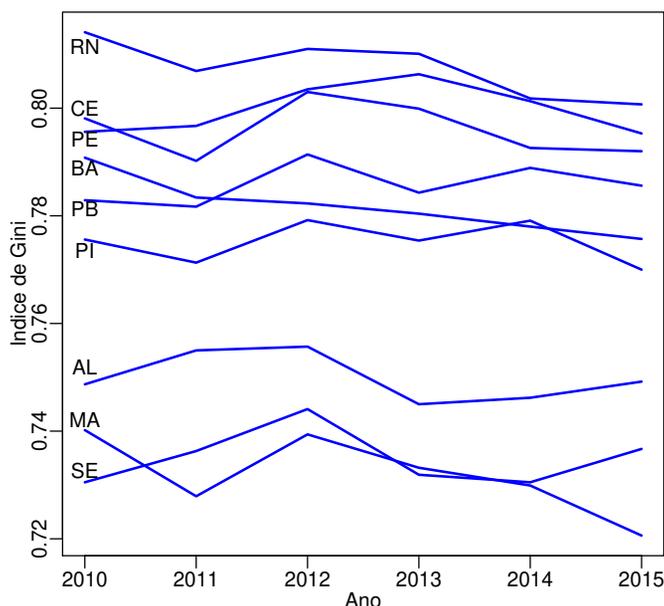
Já se esperava que o Maranhão não apresentasse sigma convergência, uma vez que não houve beta convergência para esse estado, como se viu na [Tabela 3](#). Pois, conforme aborda [Barro e i Martin \(1992\)](#) e [Ellery e Ferreira \(1995\)](#) a sigma convergência é uma condição de existência da beta convergência. De outra maneira, a beta convergência é uma condição necessária para a sigma convergência, porém não suficiente. E, foi o que ocorreu nos estados nordestinos, muitos que apresentaram convergência- β , não tiveram a convergência- σ validada, sendo esses estados: Ceará, Paraíba, Pernambuco e Piauí. O que mostra que a dispersão de renda nesses municípios aumentaram no período analisado.

Resultados similares em que ocorreu beta convergência, e não houve sigma convergência foram encontrados em [Penna e Linhares \(2013\)](#). Neste, os autores analisaram a convergência dos PIBs per capita agropecuário nos estados do Brasil, e chegaram à conclusão que os estados brasileiros apresentaram beta convergência, porém, a hipótese de sigma convergência não foi validada.

[Silveira et al. \(2010\)](#) analisando a convergência de renda na região Norte, mostraram que a referida e todos os seus sete estados, apresentaram beta convergência. Porém, três desses sete estados não apresentaram sigma convergência, sendo eles: Amazonas, Pará e Roraima.

Neste trabalho, buscou-se associar os resultados da sigma convergência com o índice de Gini do Produto Interno Bruto (PIB). O índice de Gini, mostra o grau de concentração de renda de uma localidade, sendo que varia entre zero e a unidade; sendo zero perfeita igualdade e 1 perfeita desigualdade, ou seja, apenas uma pessoa detém toda a renda. De um modo geral, quanto mais próximo de zero mais igualitária é a distribuição de renda numa região, e quanto mais próximo de 1, mais desigual a distribuição de renda na referida região.

Na [Figura 2](#) encontra-se a evolução do índice de Gini para os nove estados nordestinos. Como se pode ver, o índice é elevado entre os estados, mostrando que a concentração de renda é grande. Sendo, Sergipe, Maranhão e Alagoas, os três es-



Fonte: IBGE (2018).

Figura 2. Evolução do índice de Gini do PIB para os estados da região Nordeste entre 2010 e 2015.

tados que apresentam os menores índices. Dois desses estados, Sergipe e Alagoas, apresentaram sigma convergência, como se viu na [Tabela 4](#). O que parece contraditório, uma vez que estados como Bahia e Rio Grande do Norte, apresentam índices de Gini maiores que o Maranhão, [Figura 2](#), mas apresentaram sigma convergência, enquanto o Maranhão não.

Vale aqui então uma reflexão: Dado, que quanto mais elevado seja o índice de Gini, pior é a distribuição de renda, e, que a sigma convergência mede diminuição a dispersão da renda. Assim, é contrário um estado apresentá índice de Gini superiores a outros, e esse mesmo estado denotar sigma convergência, enquanto, esses outros tal fato não ocorreu.

Como sugestões às futuras pesquisas, valem estudos que busquem responder a essa problemática. Que relacionem o índice de Gini com os modelos de convergência, uma vez que dos trabalhos encontrados, como os de [Silveira et al. \(2010\)](#), [Ellery e Ferreira \(1995\)](#), [Penna e Linhares \(2013\)](#), [Costa \(2009\)](#), [Araújo et al. \(2014\)](#) e [Matos Filho et al. \(2012\)](#), nenhum fizeram tal menção, sequer falaram a respeito do índice de Gini.

2. Considerações finais

Visto o grande aumento do Produto Interno Bruto da região Nordeste nos últimos, este estudo teve como base verificar se tal crescimento contribuiu para o processo de convergência de renda entre os municípios nordestinos. Para tanto, adotou-se os modelos de β -convergência absoluta e condicional, bem como no cálculo da σ -convergência.

Os resultados mostraram que os municípios da região Nordeste apresenta tal processo de convergência, o que indica que os municípios mais pobres estão crescendo à taxas maiores do que os municípios ricos. O que indica que o crescimento econômico agiu de uma maneira a diminuir as discrepâncias de renda per capita que existe entre a região Nordeste, apesar destas ainda estarem em patamares elevados.

Notou-se os índices de desenvolvimento, como os de saúde e educação de Firjan, contribuem de forma bastante assídua para a diminuição das disparidades de renda no Nordeste. Uma vez que, quando analisada o processo de β -convergência condicionando-o as tais índices o grau de ajustamento do modelo melhorou, bem como se aumentou a velocidade na taxa de convergência, o que sucintamente diminuirá a meia-vida. Isto é, diminuir o tempo que é necessário para que a metade da distância que separa os municípios ricos dos municípios pobres seja percorrida.

Referências bibliográficas

- Araújo, H. G. R. d., Santos, R. K. B., & Rocha, R. M. (2014). Análise da territorialidade no Piauí na perspectiva da convergência de renda no período de 1991 a 2010. *Informe Econômico*(32), 30–38.
- Barro, R. J., & i Martin, X. S. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223–251. <http://nrs.harvard.edu/urn-3:HUL.InstRepos:3451299>
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth*. New York: McGraw-Hill.
- Costa, L. M. d. (2009). *Análise do processo de convergência de renda nos estados brasileiros: 1970–2005* (Dissertação de Mestrado, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro). <http://hdl.handle.net/10438/4148>
- Ellery, R. G., Jr., & Ferreira, P. C. G. (1995, janeiro). *Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros* (Ensaio Econômicos da EPGE N° 255). Rio de Janeiro. <http://hdl.handle.net/10438/439>
- Firjan – Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. (2018). *Índice Firjan de desenvolvimento municipal*. Acessado em 29 de agosto de 2018: <https://www.firjan.com.br/ifdm/>
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2018). *Sistema IBGE de recuperação automática – SIDRA*. Acessado em 28 de agosto de 2018: <http://sidra.ibge.gov.br>
- Matos Filho, J. C., Silva, A. B. d., & Carvalho, T. N. (2012). A convergência da renda nas microrregiões da região Nordeste do Brasil. *Economia e Desenvolvimento*, 11(2), 67–86. <https://www.periodicos.ufpb.br/index.php/economia/article/view/16115>
- Penna, C., & Linhares, F. (2013). Uma nota sobre “teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil”. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 51(1), 91–104. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032013000100005>
- Silveira, B. C. d., Silva, R. G., & Carvalho, L. A. (2010). Análise da convergência de renda na região Norte. In *48º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*, Campo Grande.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <http://dx.doi.org/10.2307/1884513>

O Impacto do Investimento Estrangeiro Direto no Trabalho Infantil: Uma Análise Para Países em Desenvolvimento

WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA^{*}
SHIRLEY PEREIRA DE MESQUITA[†]
ERIK ALENCAR DE FIGUEIREDO[‡]

Sumário

1. Introdução	75
2. Relação entre Abertura Comercial e Trabalho Infantil	77
3. Procedimentos Metodológicos ..	78
4. Dados	82
5. Resultados	83
6. Considerações Finais	90
Apêndice.	92

Palavras-chave

Trabalho infantil, comércio internacional, FDI, endogeneidade

JEL Codes

F16, J22, C51

Resumo · Abstract

This article studies the effect of international trade, measured by trade liberalization (exports and imports as a proportion of GDP) and FDI (Foreign Direct Investment), in the intensive (hours worked) and extensive margins (participation in the labor market) of child labor. For that, we used data from 83 countries for the year 2010 and a strategy of robust estimation from instrumental variables to control endogeneity of income, FDI and trade liberalization. The results do not corroborate some of the main empirical studies in the literature, [Davies e Voy \(2009\)](#) and [Edmonds e Pavcnik \(2006\)](#), indicating that the FDI can increase child labor but reduce the number of hours worked, that is, the FDI can reduce the workload but not remove the child from work. For trade liberalization, net of per capita income, the results point to a reduction in the incidence of child labor in both margins. This result points to the existence of a direct effect of international trade on child labor and an indirect effect on countries' per capita income.

a existência de um efeito direto do comércio internacional sobre o trabalho infantil e um efeito indireto via renda per capita dos países.

1. Introdução

A relação entre comércio internacional e trabalho infantil é um tópico de interesse na discussão sobre os efeitos da globalização nos países em desenvolvimento. Por um lado, o progresso tecnológico e o esforço mundial de redução das barreiras ao comércio tem resultado em um aumento significativo das transações entre os países,¹ e por

^{*}Universidade Federal da Paraíba, Programa de Pós Graduação em Economia. Jardim Cidade Universitária, João Pessoa, PB, CEP 58059-356, Brasil. [✉ wpsfarias@gmail.com](mailto:wpsfarias@gmail.com)

[†]Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Economia. Jardim Cidade Universitaria, João Pessoa, PB, CEP 58059-356, Brasil. [✉ shirley_mesquita@yahoo.com.br](mailto:shirley_mesquita@yahoo.com.br)

[‡]Universidade Federal da Paraíba, Programa de Pós Graduação em Economia. Jardim Cidade Universitária, João Pessoa, PB, CEP 58059-356, Brasil. [✉ eafigueiredo@gmail.com](mailto:eafigueiredo@gmail.com)

¹[Ortiz-Ospina e Roser \(2018\)](#) apontam que o comércio entre nações subdesenvolvidas mais que triplicou no período de 1980 a 2011.

outro a erradicação do trabalho infantil² permanece como um desafio mundial a ser superado. Nesse cenário, a análise dessa relação torna-se uma importante questão entre os formuladores de políticas públicas.

A literatura teórica aponta que o comércio internacional pode ter um efeito ambíguo sobre o trabalho infantil, tanto para um aumento ou uma redução do montante desse tipo de atividade. Por um lado, o comércio tem um efeito indireto no trabalho infantil através do aumento da renda per-capita, sendo denominado de efeito renda (Frankel & Romer, 1999; Irwin & Terviö, 2002). Segundo Basu e Van (1998) as famílias colocam as crianças para trabalhar devido à restrição no nível de renda necessário para subsistência. Dessa forma o aumento de renda provocado pela abertura comercial reduz ou elimina a necessidade de recursos advindo do trabalho infantil para as famílias e, assim, promove o aumento do consumo de lazer e estudo para as crianças, resultando na diminuição do trabalho infantil (Edmonds & Pavcnik, 2005).

Um segundo canal é por meio do aumento da demanda por mão de obra de baixa qualificação, denominado de efeito substituição. A integração da economia no comércio mundial tem um impacto nas oportunidades de trabalho, sobretudo aumentando os salários relativos de trabalhadores não qualificados (exatamente o tipo de trabalho que as crianças ofertam), que por sua vez aumentam o custo de oportunidade do não trabalho (lazer e estudo) das crianças. Assim, tal mecanismo resulta no aumento da incidência do trabalho infantil. Nesse sentido o efeito total do comércio internacional sobre o trabalho infantil depende da magnitude dos efeitos renda e substituição, que pode variar significativamente de acordo com características específicas de cada país.

Beaulieu e Pakrashi (2013) apontam que os países em desenvolvimento apresentam vantagem comparativa em bens primários e manufaturados de menor complexidade, ambos relativamente intensivo em mão de obra com baixa qualificação, isto é, bens intensivos em trabalho infantil. Dessa forma o crescimento do comércio internacional poderia aumentar a demanda por trabalho infantil, resultando em um efeito substituição maior que o efeito renda. Esse resultado pode gerar políticas públicas direcionadas para o criação de sanções e barreiras tarifárias como uma forma de redução do trabalho infantil.

Por outro lado, existem efeitos indiretos positivos através da renda, bem como efeitos diretos benéficos do comércio sobre o trabalho infantil. Por exemplo, o crescimento do comércio internacional pode aumentar o engajamento mundial na redução do trabalho infantil através das pressões internacionais para cumprimento das convenções da OIT (Organização Internacional do Trabalho). Para participar de acordos de comércio como GATT/WTO³ os países precisam estar comprometidos com melhorias nas condições de trabalho a partir de padrões globais, incluindo políticas de redução do trabalho infantil.

Dentro desse contexto, a interação entre trabalho infantil e comércio internacional tem recebido considerável atenção teórica (Ranjan, 2001 e Jafarey & Lahiri, 2002, mas as

²Apesar da redução significativa dos índices de trabalho infantil ao redor do mundo, a organização internacional do trabalho estima que ainda existem cerca de 168 milhões de crianças trabalhando em 2012, cerca de 11% da população mundial de crianças. Desse total 85 milhões estão envolvidas em atividades consideradas perigosas para a saúde, segurança e desenvolvimento moral (IPEC, 2015).

³General Agreement on Tariffs and Trade/World Trade Organization.

evidências empíricas ainda são insipientes e inconsistentes. Em geral, a maior parte dos trabalhos empíricos associa o comércio com menor nível de trabalho infantil (Cigno, Rosati, & Guarcello, 2002). No entanto, os trabalhos mais recentes sobre o tema, apesar de corroborarem a relação inversa entre comércio internacional e o trabalho infantil, mostram que quando controlado pela renda per capita o efeito do comércio torna-se insignificante, apontando para a inexistência de um efeito direto sobre o trabalho infantil (Edmonds & Pavcnik, 2006; Davies & Voy, 2009).

Contudo, as dotações e políticas de recursos que determinam os fluxos de comércio também influenciam a oferta de trabalho infantil e são difíceis de controlar completamente em um ambiente empírico (Edmonds & Pavcnik, 2006). Além disso, para verificar a existência de um efeito direto do comércio no trabalho infantil é necessário controlar pelo efeito indireto que o comércio exerce sobre a renda per capita—outra variável endógena na equação de oferta de trabalho infantil. No entanto, a quase totalidade dos trabalhos empíricos ignora a endogeneidade das medidas de globalização e da renda per capita na equação de trabalho infantil, podendo resultar em estimações viesadas. Com exceção dos trabalhos de Edmonds e Pavcnik (2006) e Davies e Voy (2009), a maioria não considera estratégias empíricas robustas a esse problema.

Dessa forma, o objetivo desse trabalho é analisar o efeito do comércio internacional, mensurado pela abertura comercial (soma das exportações e importações como proporção do PIB) e pelo Investimento Estrangeiro Direto (FDI), nas margens intensiva (horas trabalhadas) e extensiva (participação no mercado de trabalho) do trabalho infantil. Para tanto foram utilizados dados de 83 países para o ano de 2010, a partir de uma estratégia de estimação robusta com o uso de variáveis instrumentais para controlar a endogeneidade da renda, do FDI e da abertura comercial, bem como a possível heterogeneidade entre os países.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte apresenta uma breve revisão da literatura, evidenciando alguns resultados empíricos da relação entre comércio e trabalho infantil. A terceira seção apresenta a estratégia empírica utilizada bem como a construção dos instrumentos utilizados para controlar a endogeneidade da abertura comercial, do FDI e da renda per capita. A quarta seção apresenta a base de dados e as estatísticas descritivas das variáveis. Em seguida são apresentados os resultados para as equações de instrumentos e para a equação de trabalho infantil e, por fim, na sexta seção são feitas as considerações finais.

2. Relação entre Abertura Comercial e Trabalho Infantil

Na literatura empírica sobre trabalho infantil e comércio internacional existem alguns trabalhos que analisam os efeitos sobre um país específico e outros que consideram um painel de países. No primeiro grupo destaca-se o trabalho de Edmonds e Pavcnik (2005), que analisam como o aumento nos preços de bem exportados afetam a incidência de trabalho infantil no Vietnã, a partir de microdados em nível de famílias. Os resultados apontaram que o aumento dos preços do arroz está associado com declínio no trabalho infantil, evidenciando que o efeito renda estaria superando em magnitude o efeito substituição. Além disso, os autores sugerem ser improvável que o uso de sanções

comerciais punitivas às exportações de países em desenvolvimento possa contribuir com a erradicação do trabalho infantil.

Neumayer e Soysa (2005) apresentam evidências, através de várias medidas de trabalho infantil para crianças de 10 a 14 anos, que os países mais abertos ao comércio e/ou com maior estoque de Investimento Estrangeiro Direto apresentam menor incidência de trabalho infantil. Utilizando dados a nível das famílias para a Índia, Edmonds, Pavcnik, e Topalova (2006) estudam como mudanças em políticas de comércio afetam o trabalho infantil e a participação escolar das crianças. Os principais achados indicam que as comunidades com maior grau de proteção tarifária apresentaram menor redução no trabalho infantil e menor aumento de presença escolar, quando comparadas à outras comunidades com características similares.

Iram e Fatima (2008) investigam a relação entre Investimento Estrangeiro Direto (além de outras medidas de globalização) e trabalho infantil no Paquistão. Os autores apresentaram evidências de que, a longo prazo, a abertura comercial aumenta a demanda por trabalho infantil, bem como o salário dessas crianças. Por outro lado, o investimento estrangeiro direto reduz a incidência de trabalho infantil. Já Kis-Katos e Sparrow (2009) analisam o efeito da liberalização comercial na Indonésia, encontrando que o aumento da exposição ao comércio internacional está associado a uma diminuição do trabalho infantil entre criança de 10 a 15 anos de idade e que os efeitos das reduções tarifárias são mais fortes para as crianças menos escolarizadas.

O segundo bloco de trabalhos empíricos considera a análise para painéis de países. Beaulieu e Pakrashi (2013) investigam a incidência de trabalho infantil para um conjunto de 94 países nos anos de 1980 e 1999, considerando se estes são participantes ou não do GATT ou WTO. Os resultados apontam para um efeito negativo e estatisticamente significativo da participação no GATT/OMC no trabalho infantil, bem como que a relação entre abertura comercial e redução do trabalho infantil não é significativa quando controlada pelo PIB per capita.

Edmonds e Pavcnik (2006) analisam a relação entre maior exposição ao comércio internacional e trabalho infantil, considerando o problema da endogeneidade dos fluxos comerciais na equação de oferta de trabalho infantil. Os resultados mostraram que países com maior volume de transações internacionais têm menores taxas de trabalho infantil. No entanto, quando controlada pela renda o efeito torna-se não significativo, indicando que o efeito do comércio internacional sobre o trabalho ocorre via renda.

Por fim, o trabalho de Davies e Voy (2009) estudam o efeito do FDI e da abertura comercial no trabalho infantil, utilizando dados de 145 países para o ano de 1995 e considerando a endogeneidade do FDI, da abertura comercial e da renda na estimação do trabalho infantil. Os resultados apontaram que o FDI reduz o trabalho infantil, porém quando controlado pela renda per capita esse efeito se torna não significativo. Portanto, assim como Edmonds e Pavcnik (2006), os resultados sugerem uma relação indireta do comércio sobre o trabalho infantil por meio do canal da renda.

3. Procedimentos Metodológicos

Esta seção apresenta a estratégia empírica adotada no estudo. Em primeiro lugar será descrita a especificação básica para testar o efeito do Investimento Estrangeiro Direto (FDI – Foreign Direct Investment) sobre o trabalho infantil, controlando pela abertura

comercial, pela renda dos países e por um conjunto de covariáveis que podem afetar na alocação média de crianças para o trabalho. Dada à possibilidade de endogeneidade do FDI, da abertura comercial e da renda dos países, a [seção 3.1](#) apresenta as equações que buscam instrumentalizar essas variáveis para contornar o viés da endogeneidade a partir de características geográficas, políticas e outras defasadas, nas quais o trabalho infantil não exerce influência. Todas as estimativas são apresentadas com e sem o uso de tais instrumentos nos resultados.

O trabalho infantil se refere ao percentual de crianças entre 7 e 14 anos empregada por país, sendo também utilizada a média de horas semanais trabalhadas por crianças de 7 a 14 anos como análise de robustez. Para tanto, a especificação para estimar a relação entre trabalho infantil e FDI é dada por

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(FDI_i) + \beta_2 PIBreal_i + X_i + \gamma_j + \varepsilon_i, \quad (1)$$

onde y_i é o resultado de interesse, nesse caso o trabalho infantil no país i ; $\ln(FDI_i)$ é o logaritmo do investimento estrangeiro direto no país i ; o $PIBreal_i$ controla para o tamanho do país; X_i é um vetor de características de controle dos países que afetam o trabalho infantil, entre elas a abertura comercial e a renda;⁴ e ε_i é o termo de erro. Uma alternativa para o FDI seria utilizá-lo como uma proporção do PIB. Porém devido a possível endogeneidade e dadas as variáveis utilizadas como instrumento optou-se por usar o seu valor corrente.

A estimação será feita por OLS e pelo estimador *Poisson Pseudo-Maximum Likelihood* (PPML), proposto por [Silva e Tenreiro \(2006\)](#), que corrige a questão da heterocedasticidade e a possibilidade de zeros nas variáveis de fluxos de exportação e importação na abertura comercial. Nas estimações com variáveis instrumentais o primeiro estágio será estimado por OLS, sendo o segundo estágio por um dos dois estimadores.

A justificativa do uso de instrumentos se dá pela possibilidade do FDI ser endógeno e de existir a causalidade reversa. O FDI pode impactar no trabalho infantil dado que um maior investimento estrangeiro demanda uma maior quantidade de mão de obra, e sendo esse investimento canalizado para os setores mais produtivos da economia é esperado que essa mão de obra seja qualificada, reduzindo o trabalho infantil. Por outro lado, os países onde apresentam um alto percentual de trabalho infantil são pouco qualificados e conseqüentemente atraem menos investimentos estrangeiros. Em alguns casos também pode acontecer o contrário, com os países pouco qualificados recebendo investimentos diretos devido ao baixo custo da mão de obra, o que pode favorecer o trabalho infantil.

Do mesmo modo, pode ocorrer a causalidade reversa na relação do comércio e da renda com o trabalho infantil. Um maior nível de comércio pode aumentar as opções de trabalho e renda das famílias e reduzir a necessidade de trabalho infantil, ao passo que o trabalho infantil pode reduzir a acumulação de capital humano e o nível de escolaridade das crianças, diminuindo, conseqüentemente, o potencial de desenvolvimento econômico (e comercial) futuro. Como não é possível acompanhar as observações ao longo do tempo, o instrumento usado para estabelecer uma relação causal é uma estratégia viável.

⁴A descrição e construção de todas as variáveis utilizadas são apresentadas na seção de dados.

É possível também que o aumento do FDI reduza o trabalho infantil a partir de um aumento da renda familiar, seguindo [Basu e Van \(1998\)](#) que sugerem uma teoria da renda de subsistência na qual o trabalho infantil deve declinar com o aumento da renda da família. Em outras palavras, mesmo que exista um efeito direto do FDI sobre o trabalho infantil, é provável que parte do impacto opere por um canal indireto via renda per capita. No entanto, assim como o FDI, a renda per capita é potencialmente endógena, pois o trabalho infantil pode afetar a acumulação de renda futura. Assim, valores defasados para a renda e o investimento em capital são inseridos como instrumentos para a renda, descritos na seção seguinte.

Por fim, características geográficas, políticas e sociais que possam influenciar o trabalho infantil integram um vetor de atributos do país para o modelo. Com isso, é esperado que os resultados não sejam viesados por omissão de características relevantes do país que estejam correlacionadas com o FDI ou a renda e afetem o trabalho infantil.

3.1 Descrição dos Instrumentos

Para tentar controlar a endogeneidade do FDI e da abertura comercial foram criados instrumentos com base em indicadores geográficos, seguindo o instrumento de abertura criado por [Frankel e Romer \(1999\)](#) e os determinantes geográficos da literatura padrão de modelos de gravidade seguindo [Edmonds e Pavcnik \(2006\)](#). Os mesmos instrumentos foram aplicados por [Davies e Voy \(2009\)](#) para uma amostra de 145 países para o ano de 1995.

Dado que existe uma relação simultânea entre comércio e renda, onde um maior fluxo de comércio impacta positivamente no crescimento econômico e no nível de renda dos países assim como uma renda maior permite maior nível de comércio, a utilização das características geográficas é justificada por estarem correlacionadas com o comércio, mas não necessariamente com a renda dos países. Também é possível que exista a causalidade reversa na relação do comércio com o trabalho infantil, dado que um país com menos crianças no mercado de trabalho acumulará um maior nível de capital humano para estas crianças e tenderá a ter uma população adulta mais produtiva, conseqüentemente com rendimentos mais elevados que podem então optar por comercializar mais, visto o maior excedente agregado que são capazes de gerar. Desse modo, após ser instrumentalizada espera-se encontrar o efeito da abertura comercial no trabalho infantil.

Dito isso, a estimação do modelo gravitacional fornece a estrutura a partir de dados comerciais bilaterais como proporção do PIB empregando variáveis explicativas padrão na literatura. Assim, o primeiro estágio estimado da regressão de instrumentos para a abertura comercial é dado por

$$\ln\left(\frac{T_{ij}}{GDP_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 rta_{ij} + \beta_2 dist_{ij} + \beta_3 col_{ij} + \beta_4 cntg_{ij} + \beta_5 idioma_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

onde a variável dependente é a abertura comercial T_{ij}/GDP_i , representada pelo logaritmo da soma dos fluxos comerciais entre os países i (origem) e j (destino) como proporção do PIB do país de origem i ; rta_{ij} é uma *dummy* que capta o efeito de acordos comerciais sobre o comércio, assumindo o valor um se o par de países possui algum acordo e zero caso contrário; $dist_{ij}$ é o logaritmo da distância entre os dois países;

col_{ij} é uma *dummy* que assume valor um se existe laços coloniais entre os países e zero caso contrário; $cntg_{ij}$ é uma *dummy* que assume valor um se os países compartilham alguma fronteira comum e zero caso contrário; $idioma_{ij}$ é uma *dummy* que assume valor um caso os países possuam o mesmo idioma e zero caso contrário; e por fim, ε_{ij} é o termo de erro. Então, o instrumento para a abertura comercial é o exponencial do valor previsto dessa regressão.

Seguindo Davies e Voy (2009), os dados de comércio bilateral também são usados como instrumentos para o FDI. No entanto, será utilizado o fluxo líquido de investimento direto visto que os dados de FDI apresentam valores faltantes ou incompletos, sobretudo para os países de baixa renda onde se espera ter uma maior proporção de trabalho infantil. Assim, para gerar o instrumento será utilizada uma especificação do modelo gravitacional modificada onde o log do FDI (variável dependente) é explicado por um conjunto de variáveis geográficas e demográficas:

$$\ln(FDI_i) = \beta_0 + \beta_1 latitude_i + \beta_2 \ln(pop_i) + \beta_3 rural_i + \beta_4 \ln(area_i) + \beta_5 liberdade_i + \beta_6 \sum_{j \neq i} \ln(col_{ij} \times GDP_j) + \beta_7 \sum_{j \neq i} \left(\frac{GDP_j}{dist_{ij}} \right) + \varepsilon_i, \quad (3)$$

em que $latitude_i$ é a latitude do país de origem i ; $\ln(pop_i)$ é o logaritmo da população do país i ; $rural_i$ é a porcentagem da população que vive em áreas rurais no país de origem; $\ln(area_i)$ é o logaritmo da área total do país i em quilômetros quadrados; $liberdade_i$ é o índice de liberdade política; $\sum_{j \neq i} \ln(col_{ij} \times GDP_j)$ é a soma do logaritmo do PIB real de todos os países com os quais o país teve algum laço colonial; e $\sum_{j \neq i} (GDP_j / dist_{ij})$ é uma variável de proximidade do mercado definida como a soma do PIB real para todos os países $j \neq i$ ponderados pela distancia entre os países j e i .

As duas últimas variáveis adicionadas seguem os trabalhos de Davies e Voy (2009) e Blonigen (2005), buscando mensurar a capacidade geográfica de um país em atrair investimento direto. É comum usar o PIB diretamente como aproximação para o tamanho do mercado. No entanto, dado que o PIB é utilizado como variável explicativa do trabalho infantil, ele não entra diretamente como instrumento para evitar multicolinearidade. Tal como no caso anterior, o valor previsto depois de estimada a regressão será o instrumento para o FDI.

Para dar uma maior robustez aos resultados é também controlada a endogeneidade da renda, usando a renda defasada e o investimento em capital como proporção do PIB no período passado como instrumentos. A suposição é que essas variáveis defasadas tem uma correlação com a renda do período utilizado, mas não com o trabalho infantil. Para isso, a defasagem precisa ser de alguns anos atrás e não necessariamente do período anterior. Como as estimações usam dados de 2010, a renda e o investimento em capital defasado são do ano 2000. Assim, a equação de instrumentos da renda é dada por

$$\ln(renda_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(renda_def_i) + \beta_2 \ln(capital_def_i) + \varepsilon_i, \quad (4)$$

sendo $\ln(renda_def_i)$ o log da renda defasada para o ano 2000 e $\ln(capital_def_i)$ o log do investimento em capital defasado para o mesmo ano, todos para o próprio país

de origem. Como nos outros casos, o valor previsto da regressão captura a parte da renda que explica o trabalho infantil livre da endogeneidade.

4. Dados

Para a análise desse artigo foi utilizado dados de 83 países de origem para o ano de 2010, o ano mais recente para o qual se encontrou dados para o trabalho infantil. Dados precisos sobre trabalho infantil são escassos devido às dificuldades de coleta, sendo difícil encontrar uma gama de países com dados acessíveis para um mesmo ano, visto que em muitos países são compilados apenas em anos específicos. No entanto, por meio de pesquisas de agregados familiares a na Organização Internacional do Trabalho (OIT) agrega uma medida de participação na força de trabalho para crianças.

Para os países de destino, são necessárias informações sobre os fluxos de comércio com os países de origem, dados sobre PIB, população e outras variáveis que estão disponíveis para um maior número de países. Assim, os efeitos do FDI sobre o trabalho infantil são analisados para os 83 países de origem, mas estes podem comercializar ou receber investimentos de 164 países. A lista de países tanto de origem quanto de destino está resumida nas tabelas A-1 e A-2 no Apêndice.

A variável dependente é o percentual de crianças entre 7 e 14 anos que exerciam atividade como empregados no ano de 2010, sendo uma média para todo o país. Como robustez aos resultados encontrados serão feitas as mesmas estimativas trocando a variável dependente para a média de horas semanais trabalhadas por essas crianças de 7 a 14 anos de idade.

Para o Investimento estrangeiro direto, FDI, será utilizado o investimento líquido em milhões de dólares correntes da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento. Os dados sobre PIB, abertura comercial e investimento vêm da *Penn World Table 9.0*. O PIB real é utilizado para controlar o tamanho do país, enquanto o PIB real per capita é a medida de renda utilizada, ambos em logaritmo e medidos em dólares. A renda ainda é dada em termos de paridade do poder de compra. A abertura comercial foi criada pela soma das exportações e importações como porcentagem do PIB real, usando dados da *Penn World Table 9.0* para 2010.

As informações sobre as variáveis gravitacionais padrão (distância, laços coloniais, contiguidade) são da Base BACI (CEPII)⁵, enquanto os dados sobre os acordos comerciais regionais foram obtidos da *Mario Larchs Regional Trade Agreements Database*.

Os demais atributos dos países foram captados de várias fontes, todos para o ano de 2010. A escolaridade é a média de anos de estudo completos para homens e mulheres com idade superior a 25 anos, seguindo o *International Data on Educational Attainment*. O percentual da população que vivem nas áreas rurais vem dos Indicadores do Desenvolvimento Mundial (WDI – *World Development Indicators*) do Banco Mundial e o índice de liberdade política da *Freedom House* (2006). Esse índice varia de 1 a 7 onde quanto mais próximo de 7 menor é a liberdade política do país.

São ainda adicionadas *dummies* de região (Ásia, África Subsaariana, América e Caribe, etc) e a latitude como variáveis de localização. Deveria ser adicionada uma *dummy* que indica os países que participaram da convenção 182 da Organização

⁵Centre D'Estudes Prospectives Et D'Informations Internationales.

Mundial do Trabalho. Como praticamente todos os países utilizados participaram da convenção, a *dummy* não alteraria os resultados. A [Tabela 1](#) apresenta as estatísticas descritivas básicas para os dados utilizados.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas das Variáveis.

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Trabalho Infantil (Dependente)	14,11	13,62	1	62
Horas trabalhadas	25,79	12,64	1,9	52,7
Ln (FDI)	21,42	1,76	13,56	25,20
Ln (Renda)	11,62	1,69	7,35	14,79
Ln (PIB)	25,84	1,69	21,47	29,31
Abertura Comercial	0,39	0,18	0,11	1,12
Liberdade (índice)	3,81	1,87	1	7
Rural	46,36	20,87	9,03	90,90
Escolaridade	7,35	2,35	1,2	12,1
Ln (População), em milhões	3,29	1,49	0,17	7,11
Ln (área), em km ²	12,92	1,50	8,54	15,95
Ln (renda), 2000	8,74	0,86	6,52	10,26
Investimento em capital, 2000	0,16	0,06	0,02	0,39

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

5. Resultados

Esta seção mostra os resultados do trabalho, dada à estratégia empírica adotada. Na [seção 5.1](#) são apresentados os coeficientes de cada uma das regressões dos instrumentos utilizados, como forma de verificar a relevância e o sentido do efeito dessas variáveis. Já a [seção 5.2](#) apresenta o efeito do investimento direto estrangeiro e da abertura comercial no trabalho infantil, com e sem o controle da possível endogeneidade a partir dos instrumentos descritos, sendo o foco principal do artigo.

5.1 Variáveis Instrumentais

A [Tabela 2](#) apresenta os coeficientes estimados para as variáveis gravitacionais tradicionais como previsores do comércio, todos estatisticamente significativos e com os sinais esperados pela literatura. Os coeficientes referentes à contiguidade e laços coloniais apresentam sinais positivos impulsionando o comércio bilateral entre os países, enquanto a distancia (em log) impacta negativamente o comércio, uma vez que quanto maior a distancia maior o custo para o fluxo bilateral de mercadorias. A população e a área (em logs) também apresentam um sinal positivo, indicando uma maior capacidade de comercializar dos países maiores e mais populosos.

Tal estimativa torna a abertura comercial exógena, pois não é razoável que o trabalho infantil e nem o comércio tenha efeito sobre características geográficas das nações. Na sequência, a [Tabela 3](#) apresenta a estimação da equação de instrumentos do

Tabela 2. Abertura Comercial e Variáveis Geográficas.

Variável	Coefficiente
Rta	0,9895 *** (0,0553)
Log (Distância)	-0,1690 *** (0,0330)
Laços Coloniais	1,4200 *** (0,1526)
Fronteira	0,6180 *** (0,1878)
Log (População)	0,2786 *** (0,0256)
Log (área)	0,1599 *** (0,0271)
Teste F	125,77
R ²	0,17
Amostra	4.328

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses.

*** p -valor < 0,01; ** p -valor < 0,05; * p -valor < 0,10.

Tabela 3. Determinantes do Investimento Estrangeiro Direto.

Variável	Coefficiente
Latitude	0,0093 *** (0,0008)
Log (População)	0,5808 *** (0,0236)
Rural	-0,0345 *** (0,0010)
PIB _{<i>j</i>} /Distância	0,0000 (0,0000)
Log (área)	0,2015 *** (0,0245)
Liberdade Política	-0,1794 *** (0,0104)
Laços Coloniais × PIB	0,0387 *** (0,0090)
Teste F	1231,26
R ²	0,67
Amostra	83

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses.

*** p -valor < 0,01; ** p -valor < 0,05; * p -valor < 0,10.

investimento direto, usando as características dos países e de proximidade do mercado descritas na equação (3).

Os coeficientes da Tabela 3 apresentaram sinais esperados, a exceção do efeito da soma do PIB de todos os países de destino ponderados pela distância entre eles e o país de origem que não foi significativo. A latitude apresentou um impacto positivo, indicando que o seu aumento está relacionado a um maior nível de investimento direto. Isso corrobora com o fato de que os países mais desenvolvidos sejam os que conseguem atrair maiores investimentos, visto que os graus de latitude aumentam à medida que se desloca ao norte do globo onde, justamente, os países desenvolvidos se encontram geograficamente localizados.

O logaritmo da população, da área e a variável de interação criada a partir da soma entre os traços coloniais dos países com o PIB dos países de destino também apresentaram coeficiente positivo e significativo, mostrando que a capacidade de atrair investimento é maior com o tamanho da economia. Por outro lado o percentual da população que reside na área rural e o índice de liberdade política tem um efeito negativo no FDI. No caso da população rural é um indicativo de atraso relativo, sendo as cidades a zona mais dinâmica de um país. O índice de liberdade política varia entre 1 e 7 sendo que quanto mais próximo de 7 menos livre é o país. Dessa forma, o efeito negativo mostra que países com menor grau de liberdade atraem menos investimentos, pois geram maior insegurança para os investidores.

Por fim a Tabela 4 apresenta a equação dos instrumentos para a renda, descrita pelo PIB real per capita. Tanto o PIB per capita como o investimento em capital defasados ajuda a explicar o crescimento da renda no período em estudo, denotando o processo de acumulação que ocorre ao longo do tempo. Tais variáveis não sofrem efeito do trabalho infantil atual pelo fato que já terem sido realizadas.

Tabela 4. Determinantes da Renda – PIB Real Per Capita.

Variável	Coefficiente
Renda Defasada (PIB Per Capita)	0,2008 *** (0,0068)
Investimento em Capital Defasado	4,0963 *** (0,1853)
Teste F	980,21
R ²	0,31
Amostra	83

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses.

*** p-valor < 0,01; ** p-valor < 0,05; * p-valor < 0,10.

5.2 Trabalho Infantil

A Tabela 5 apresenta o impacto das variáveis explicativas do trabalho infantil, com e sem o controle dos instrumentos descritos para o FDI e para a abertura comercial, tendo como variável dependente o percentual de crianças inseridas no mercado de trabalho entre 7 e 14 anos de idade por país. As colunas de (1) a (4) são estimadas por

OLS e as colunas de (5) a (8) por PPML. Comparando os dois métodos, a coluna (1) apresenta os mesmos controles da coluna (4), a coluna (2) os mesmos da (5), (3) e (6), e por fim, (4) e (8) também são similares.

Em todas as estimações foram utilizadas as *dummies* de região (Ásia, África Subsaariana, América e Caribe, etc) e controladas pelos demais atributos dos países. Estes últimos são apresentados apenas na última coluna de cada método, (4) e (8), tendo mantido o mesmo sinal e significância em todas as estimações. O percentual da população que reside em áreas rurais e o índice de liberdade política impactam positivamente no trabalho infantil enquanto a escolaridade (média de anos de estudo) apresentou um impacto negativo - reduzindo o trabalho infantil. O coeficiente positivo da população rural indica que nessa área as crianças estão mais sujeitas ao trabalho, muitas vezes ajudando a própria família em atividades agrícolas. Para o índice de liberdade o coeficiente positivo se dar pela sua construção, que varia de 1 a 7 com valores maiores indicando países com menor grau de liberdade política/civil. Já o coeficiente negativo da escolaridade indica que um aumento na média dos anos de estudo pode permitir que os indivíduos consigam empregos mais qualificados e melhor remunerados, reduzindo a necessidade de inserir as crianças no mercado de trabalho se o motivo for complementar a renda. O PIB real também impacta na redução do trabalho infantil, dado que é esperado que países mais ricos apresente menos crianças em situação laboral.

Quando se comparam os dois métodos para estas variáveis os coeficientes são menores para as estimações com o PPML, dando indícios de uma possível superestimação por OLS em virtude do não controle da heterocedasticidade.

Analisando especificamente os resultados, a coluna (1) regride o trabalho infantil explicado pelo FDI e pela abertura comercial, ambos apresentando um efeito negativo e significativo. Na coluna (2) é adicionado o controle pela renda, também apresentando um efeito negativo e significativo sobre o trabalho infantil. Por outro lado, ao adicionar o controle da renda o coeficiente do FDI é consideravelmente reduzido e a abertura comercial passa a ser não significativa. Isso indica que parte do impacto captado pelo FDI opera, na realidade, pelo efeito indireto da renda, que consegue afetar o modo de vida e as escolhas da população dos países. As colunas (5) e (6) apresentam as mesmas especificações das (1) e (2), sendo estimadas por PPML ao invés de OLS. Ainda se observa que o impacto estimado pelo PPML é menor que as estimativas por OLS.

No entanto, dada a possível correlação do FDI com o nível de habilidade de um país, o coeficiente do FDI sobre o trabalho infantil estaria viesado. Com isso, é necessária a utilização de instrumentos, seguindo a descrição da seção anterior. Dessa forma, na coluna (3) são empregados os instrumentos para o FDI e a abertura comercial, sendo estimados em um primeiro estágio e salvo o valor predito para a regressão de trabalho infantil. Para a coluna (4) é também acrescido o instrumento para a renda per capita. A utilização do valor predito após a estimação das regressões do primeiro estágio permite capturar a parte dessas variáveis que não sofrem influência do trabalho infantil, dando uma maior confiança em termos de causalidade dos resultados.

Observando os resultados da coluna (3), o impacto do FDI passa a ser positivo indicando que o aumento do investimento direto pode crescer o trabalho infantil. Controlando pela renda com instrumentos na coluna (4), o efeito do FDI continua

Tabela 5. Trabalho Infantil – FDI e Abertura Comercial.

	Variável dependente: Trabalho Infantil – Percentual de crianças entre 7 e 14 anos de idade trabalhando							
	OLS				PPML			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (FDI)	-1,741 *** (0,156)	-0,446 *** (0,149)	1,083 *** (0,221)	1,122 *** (0,226)	-0,104 *** (0,012)	-0,047 *** (0,013)	0,584 *** (0,031)	0,022 ** (0,017)
Abertura Comercial	-0,170 ** (0,076)	-0,041 (0,069)	-4,576 *** (0,964)	-2,030 *** (0,207)	-0,016 ** (0,005)	-0,007 (0,005)	-0,120 *** (0,014)	-0,120 *** (0,014)
ln (PIB)	-0,614 *** (0,171)	-0,943 *** (0,157)	-3,606 *** (0,202)	-3,518 *** (0,230)	-0,079 *** (0,013)	-0,059 *** (0,014)	-0,218 *** (0,015)	-0,207 *** (0,016)
ln (renda)		-6,968 *** (0,244)		-0,518 ** (0,064)		-0,394 *** (0,019)		-0,054 ** (0,043)
Índice de liberdade				1,263 *** (0,116)				0,103 *** (0,009)
Pop. Rural				0,369 *** (0,015)				0,023 *** (0,001)
Escolaridade				-0,700 *** (0,092)				-0,061 *** (0,006)
Dummies regionais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
IV (FDI)	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
IV (Comércio)	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
IV (renda)	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
R ²	0,56	0,65	0,56	0,56	0,50	0,52	0,51	0,51
Observações	83	83	83	83	83	83	83	83

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses. *** p-valor < 0,01; ** p-valor < 0,05; * p-valor < 0,10.

positivo ao passo que a abertura comercial e a renda impactam negativamente no trabalho infantil. Uma das possíveis explicações para esse efeito é que o investimento estrangeiro direto pode estar sendo canalizado para alguns setores específicos sem externalidades por toda a economia. Como a maioria dos países analisados são pobres ou em desenvolvimento, outra justificativa pode ser que esse investimento seja direcionado a setores intensivos em mão de obra, se aproveitando dos menores custos desse fator em tais países. Dessa forma, os investimentos fariam o trabalho infantil se tornar ainda mais atrativo. Por outro lado, a abertura comercial e a renda conseguem reduzir o trabalho infantil, por terem um efeito mais abrangente na economia. A renda per capita consegue alterar o padrão de vida e tomada de decisão das famílias ao passo que o processo de abertura comercial pode conter elementos culturais, de costumes e vários outros fatores além dos bens e serviços propriamente ditos.

As colunas (7) e (8) apresentam o mesmo padrão de comportamento das colunas (3) e (4), respectivamente. Tal como antes, os coeficientes estimados por PPML são de menor magnitude quando comparados as estimativas por OLS. Os resultados encontrados são contrários aos de [Davies e Voy \(2009\)](#) e [Edmonds e Pavcnik \(2006\)](#), que obtiveram coeficientes negativos, porém não significativos quando controlados pela endogeneidade dos regressores e pela renda per capita. Pelos resultados, é verificado que a redução do trabalho infantil é canalizada principalmente pela renda, de modo que o efeito da abertura comercial é em parte visto a partir do efeito indireto sobre a renda. No entanto, a permanência da significância da abertura comercial, após o controle da renda, indica que existe um efeito direto do comércio sobre o trabalho infantil.

Como robustez aos resultados obtidos, a [Tabela 6](#) apresenta estimações similares a [Tabela 5](#), com a modificação da variável dependente para a média de horas semanais trabalhadas pelas crianças de 7 a 14 anos de idade nos países. As colunas da [Tabela 6](#) seguem as mesmas especificações da [Tabela 5](#), com os mesmos controles e métodos de estimação. As colunas (1) e (2) estimadas por OLS e (5) e (6) estimadas por PPML seguem o mesmo padrão da Tabela anterior, evidenciando um impacto negativo do FDI, da abertura comercial, do PIB e da renda. Seguindo o padrão precedente, os coeficientes do FDI são reduzidos quando controlados pela renda — coluna (2) em comparação a (1) e coluna (6) em comparação a (5) —, corroborando com a ideia de que o efeito do FDI ocorre parcialmente através do canal indireto da renda. Em outras palavras, o aumento do investimento direto adiciona a renda per capita dos países e consequentemente menos trabalho infantil é ofertado.

Entretanto, os resultados não estão controlados pela endogeneidade dos regressores, usando o valor predito como já mencionado. Diferente do ocorrido na [Tabela 5](#), a coluna (3) apresenta o efeito negativo para o FDI, indicando que o investimento reduz a quantidade de horas trabalhadas pelas crianças. O mesmo acontece quando controlado pelos instrumentos para a renda per capita na coluna (4), tendo a abertura comercial e a renda instrumentalizadas também efeitos negativos e significativos. Padrão similar ocorre com as colunas (7) e (8) estimadas por PPML, que quando comparadas com seus pares (3) e (4) apresentam coeficientes de menor magnitude. Isso evidencia uma possível superestimação dos resultados de mínimos quadrados ordinários, quando não considerados os instrumentos junto com um método robusto a heterocedasticidade.

Tabela 6. Trabalho Infantil – FDI e Abertura Comercial.

	OLS				PPML			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln (FDI)	-1,963 *** (0,210)	-1,410 *** (0,219)	1,376 *** (0,309)	-2,885 *** (0,554)	-0,077 ***	-0,126 *** (0,007)	-0,042 ** (0,025)	
Abertura Comercial	-0,227 (0,110)	-0,165 (0,110)	-1,994 *** (0,302)	-0,872 *** (0,283)	-0,008 ** (0,004)	-0,006 (0,004)	-0,034 *** (0,010)	-0,077 *** (0,011)
ln (PIB)	-3,346 *** (0,241)	-3,380 *** (0,239)	-1,953 *** (0,292)	-4,091 *** (0,406)	-0,131 *** (0,010)	-0,132 *** (0,010)	-0,131 *** (0,018)	-0,103 *** (0,014)
Ln (renda)		-3,089 *** (0,386)		-6,521 ** (0,892)		-0,127 *** (0,016)		-0,175 ** (0,033)
Índice de liberdade				0,298 *** (0,158)				0,028 *** (0,006)
Pop. Rural				0,218 *** (0,022)				0,010 *** (0,009)
Escolaridade				-3,640 *** (0,128)				-0,157 *** (0,006)
Dummies regionais	Sim							
IV (FDI)	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
IV (Comércio)	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
IV (renda)	Não	Não	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
R ²	0,30	0,30	0,30	0,31	0,29	0,29	0,32	0,32
Observações	83	83	83	83	83	83	83	83

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Notas: Desvio Padrão entre parênteses. *** p-valor < 0,01; ** p-valor < 0,05; * p-valor < 0,10.

Em suma, os resultados apontaram que o efeito do FDI e da abertura comercial atuam parcialmente de forma indireta pela renda per capita, dado que a renda consegue alterar mais diretamente o padrão e as escolhas das famílias. Como resultado mais relevante foi averiguado que o investimento estrangeiro direto impacta de forma positiva no percentual de trabalho infantil, mas de forma negativa na quantidade média de horas trabalhadas por essas crianças, com idades entre 7 e 14 anos para o ano de 2010. Em outras palavras, o FDI consegue reduzir a carga de trabalho média das crianças, mas não consegue tirá-las do mercado de trabalho. Ao contrário, o percentual de crianças pode até aumentar devido ao investimento direto se este for canalizado para setores intensivos em mão de obra pouco qualificada ou se não existir uma externalidade que influencie nas escolhas das famílias para um dado nível de investimentos.

6. Considerações Finais

Este artigo analisou o impacto do Investimento estrangeiro direto (FDI) sobre o trabalho infantil para uma amostra de 83 países (praticamente todos em desenvolvimento) para o ano de 2010, estimados a partir de mínimos quadrados ordinários e pelo estimador *Poisson pseudo-maximum likelihood* (PPML), proposto por [Silva e Tenreyro \(2006\)](#). O PPML é robusto a heterocedasticidade e a possível presença de zeros em algumas variáveis, seja por falta de dados ou por censura. Dada a possível endogeneidade no FDI, na abertura comercial e na renda em relação ao trabalho infantil, são utilizados instrumentos para tais variáveis a partir de características geográficas, políticas e sociais dos países, que mantem uma relação direta com o FDI (abertura comercial e renda) mas não afetam o trabalho infantil.

Os resultados mostraram que a abertura comercial e a renda conseguem reduzir tanto o percentual de trabalho infantil quanto a quantidade de horas trabalhadas por crianças de 7 a 14 anos. Quando a renda é incluída nas estimações os coeficientes da abertura comercial e do FDI são reduzidos, dando indícios de que a renda per capita é o canal pelo qual o comércio e os investimentos estrangeiros impactam na redução da atividade laboral infantil. Em outras palavras existe um efeito direto da abertura comercial e do FDI e um efeito indireto atuando via renda no trabalho infantil, visto que há a permanência da significância da abertura comercial, após o controle da renda.

Com relação ao efeito do FDI, é visto um impacto de forma positiva no percentual de trabalho infantil, mas de forma negativa na quantidade média de horas trabalhadas. Dessa forma, o FDI consegue reduzir a carga de trabalho média das crianças, mas não consegue tirá-las do mercado de trabalho. Ao contrário, o percentual de crianças pode até aumentar devido ao investimento direto se este for canalizado para setores intensivos em mão de obra pouco qualificada ou se não existir uma externalidade que influencie nas escolhas das famílias para um dado nível de investimentos.

Outras variáveis usadas como controle também apresentaram impactos significativos, dentro do esperado. O percentual da população que reside em áreas rurais e o índice de liberdade política impactam positivamente no trabalho infantil, indicando que países com menor grau de liberdade e com uma maior população rural tentem a apresentar um maior percentual de crianças trabalhando. Por outro lado, a escolaridade e (média de anos de estudo) e o PIB real apresentaram um impacto negativo, visto que

um aumento na média dos anos de estudo e um aumento do PIB pode permitir que os indivíduos consigam empregos mais qualificados e aumentem o seu nível de renda, reduzindo a necessidade de inserir as crianças no mercado de trabalho.

Por fim, quando se comparam os dois métodos utilizados, dados os controles de cada estimação, os coeficientes são menores para as estimações pelo PPML, dando indícios de uma possível superestimação por OLS em virtude do não controle da heterocedasticidade.

Referências bibliográficas

- Basu, K., & Van, P.H. (1998). The economics of child labor. *American Economic Review*, 88(3), 412–427. <https://www.jstor.org/stable/116842>
- Beaulieu, E., & Pakrashi, D. (2013). Do WTO members employ less child labour? *Indian Growth and Development Review*, 6(1), 148–159. <http://dx.doi.org/10.1108/17538251311329595>
- Blonigen, B. A. (2005). A review of the empirical literature on FDI determinants. *Atlantic Economics Journal*, 33, 383–403. <http://dx.doi.org/10.1007/s11293-005-2868-9>
- Cigno, A., Rosati, F. C., & Guarcello, L. (2002). Does globalization increase child labor? *World Development*, 30(9), 1579–1589. [http://dx.doi.org/10.1016/S0305-750X\(02\)00053-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0305-750X(02)00053-0)
- Davies, R. B., & Voy, A. (2009). The effect of FDI on child labor. *Journal of Development Economics*, 88, 59–66. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.02.001>
- Edmonds, E. V., & Pavcnik, N. (2005). The effects of trade liberalization on child labor. *Journal of International Economics*, 65(2), 401–441. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.04.001>
- Edmonds, E. V., & Pavcnik, N. (2006). International trade and child labor: Cross-country evidence. *Journal of International Economics*, 68(1), 115–140. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.01.003>
- Edmonds, E. V., Pavcnik, N., & Topalova, P. (2006, abril). *Trade liberalization, child labor and schooling: Evidence from India* (Working Paper N° 07-06). Ithaca, NY: Mario Einaudi Center for International Studies. <https://hdl.handle.net/1813/55022>
- Frankel, J. A., & Romer, D. H. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89(3), 279–399. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.89.3.379>
- IPEC – International Programme on the Elimination of Child Labour. (2015). *World report on child labour 2015: Paving the way to decent work for young people*. Geneva: International Labour Office (ILO). https://www.ilo.org/ipec/Informationresources/WCMS_358969/lang--en/index.htm
- Iram, U., & Fatima, A. (2008). International trade, foreign direct investment and the phenomenon of child labor: The case of Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 35(11), 809–822. <http://dx.doi.org/10.1108/03068290810905432>
- Irwin, D. A., & Terviö, M. (2002). Does trade raise income? Evidence from the twentieth century. *Journal of International Economics*, 58(1), 1–18. [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00164-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00164-7)
- Jafarey, S., & Lahiri, S. (2002). Will trade sanctions reduce child labor? The role of credit markets. *Journal of Development Economics*, 68(1), 137–156. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3878\(02\)00009-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3878(02)00009-3)

- Kis-Katos, K., & Sparrow, R. (2009, agosto). *Child labor and trade liberalization in Indonesia* (Discussion Paper N° 4376). Bonn: IZA. <https://www.iza.org/publications/dp/4376/child-labor-and-trade-liberalization-in-indonesia>
- Neumayer, E., & Soysa, I. d. (2005). Trade openness, foreign direct investment and child labor. *World Development*, 33(1), 43–63. <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.06.014>
- Ortiz-Ospina, E., & Roser, M. (2018). *International trade*. <https://ourworldindata.org/international-trade>
- Ranjan, P. (2001). Credit constraints and the phenomenon of child labor. *Journal of Development Economics*, 64, 81–102. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3878\(00\)00125-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00125-5)
- Silva, J. M. C. S., & Tenreyro, S. (2006). The log gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4), 641–658. <http://dx.doi.org/10.1162/rest.88.4.641>

Apêndice.

Tabela A-1. Lista de Países de Origem.

Afganistão	Costa Rica	Laos	República Centro-Africana
Albânia	Costa do Marfim	Lesoto	República Dominicana
Angola	Dinamarca	Libéria	Ruanda
Argentina	Egito	Macedônia	Senegal
Armênia	El Salvador	Madagáscar	Serra Leoa
Azerbaijão	Equador	Malawi	Suazilândia
Bangladesh	Etiópia	Mali	Sudão
Bielorrússia	Filipinas	Mauritânia	Tailândia
Benin	Gabão	México	Tanzânia
Bolívia	Gâmbia	Moçambique	Timor-Leste
Bósnia e Herzegovina	Geórgia	Marrocos	Togo
Brasil	Gana	Mongólia	Tonga
Burkina Faso	Guatemala	Nepal	Trinidad e Tobago
Burundi	Guiné	Nicarágua	Tunísia
Camboja	Guiné-Bissau	Níger	Turquia
Camarões	Haiti	Nigéria	Uganda
Cazaquistão	Honduras	Panamá	Ucrânia
Chade	Índia	Paquistão	Uzbequistão
Chile	Indonésia	Paraguai	Venezuela
Colômbia	Iraque	Peru	Vietnã
Comores	Jamaica	Portugal	Yêmen
Congo	Jordânia	Quênia	Zâmbia

Tabela A-2. Lista de Países de Destino.

África do Sul	Costa Rica	Irlanda	Polônia
Albânia	Costa do Marfim	Islândia	Portugal
Alemanha	Dinamarca	Israel	Quênia
Angola	Djibouti	Itália	Quiribati
Antígua e Barbuda	Dominica	Jamaica	Reino Unido
Arábia Saudita	Egito	Japão	República Árabe da Síria
Argélia	El Salvador	Jordânia	República Centro-Africana
Argentina	Emirados Árabes Unidos	Lesoto	República Dominicana
Austrália	Equador	Líbano	Romênia
Áustria	Espanha	Libéria	Ruanda
Bahrein	Estados Unidos	Líbia	Samoa
Bangladesh	Etiópia	Madagáscar	Santa Lúcia
Barbados	Federação Russa	Malásia	São Cristóvão e Névis
Bélgica	Fiji	Malawi	São Vicente e Granadinas
Belize	Filipinas	Maldivas	Senegal
Benin	Finlândia	Mali	Serra Leoa
Bolívia	França	Malta	Seychelles
Botswana	Gabão	Marrocos	Sri Lanka
Brasil	Gâmbia	Maurício	Suazilândia
Brunei Darussalam	Gana	Mauritânia	Sudão
Bulgária	Grécia	México	Suécia
Burkina Faso	Grenada	Moçambique	Suíça
Burundi	Guatemala	Namíbia	Suriname
Cabo Verde	Guiana	Nepal	Tailândia
Camarões	Guiné	Nicarágua	Tanzânia
Canadá	Guiné-Bissau	Níger	Tonga
Catar	Haiti	Nigéria	Trinidad e Tobago
Chade	Honduras	Noruega	Tunísia
Chile	Hong Kong SAR	Nova Zelândia	Uganda
China	Hungria	Países Baixos	Uruguai
Cingapura	Ilhas Salomão	Panamá	Vanuatu
Colômbia	Índia	Papua Nova Guiné	Venezuela
Comores	Indonésia	Paquistão	Zâmbia
Congo	Iraque	Paraguai	Zimbábue
Coréia	Irã	Peru	

Economic Growth Channels From Human Capital: A Dynamic Panel Analysis for Brazil

DANIEL DE ABREU PEREIRA UHR^{*} SILVIO DA ROSA PAULA[†]
MARIANA FIALHO FERREIRA[‡] MARCELO DE OLIVEIRA PASSOS[§]
JULIA GALLEGO ZIERO UHR[¶]

Contents

1. Introduction	95
2. The model	97
3. Identification strategy	100
4. Results	106
5. Robustness analysis.....	109
6. Conclusion	114

Keywords

Human capital, economic growth,
GMM model, dynamic panel data

JEL Codes

E24, O47, C23, C33

Abstract • Resumo

O objetivo do artigo é testar o efeito do capital humano no crescimento econômico brasileiro através dos canais de acumulação de fatores e produtividade total de fatores. Utilizamos novas medidas de capital humano, cobrindo o período de 1996 a 2015 e empregamos o método two-step SYS-GMM, com correção de erros padrão de amostra finita e análise de componentes principais para o controle da proliferação de instrumentos. Os resultados mostram que o capital humano afeta o crescimento econômico por meio de ambos os canais, testados individualmente. No mais, tanto capital humano básico quanto avançado produzem impacto positivo no crescimento por meio do canal de produtividade total dos fatores.

1. Introduction

The theoretical models of economic growth highlighted the importance of human capital from the perspective of obtaining education (Nelson & Phelps, 1966; Lucas, 1988; Becker, Murphy, & Tamura, 1990; Mulligan & Sala-i-Martin, 1993). Barro and Lee (2013) find a positive and significant effect of workers' schooling, measured in

^{*}Universidade Federal de Pelotas (UFPel), Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM), e Departamento de Economia. Rua Gomes Carneiro nº 1, 4º andar, Departamento de Economia, Pelotas, RS, CEP 96010-610, Brasil. [ORCID: 0000-0001-8370-0317](https://orcid.org/0000-0001-8370-0317)

[†]Mestre em economia aplicada pela Universidade Federal de Pelotas, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (UFPel/PPGOM). Rua Gomes Carneiro, nº 1, 4º andar, Departamento de Economia, Pelotas, RS, CEP 96010-610, Brasil. [ORCID: 0000-0002-9180-0315](https://orcid.org/0000-0002-9180-0315)

[‡]Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas, Departamento de Economia, Grupo de Pesquisa em Econometria (GPE/UFES). Avenida Fernando Ferrari 514, Goiabeiras, Vitória, ES, CEP 29075-910, Brasil. [ORCID: 0000-0001-8765-9550](https://orcid.org/0000-0001-8765-9550)

[§]Universidade Federal de Pelotas (UFPel), Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) e Departamento de Economia. Rua Gomes Carneiro nº 1, 4º andar, Departamento de Economia, Pelotas, RS, CEP 96010-610, Brasil. [ORCID: 0000-0002-9516-8855](https://orcid.org/0000-0002-9516-8855)

[¶]Universidade Federal de Pelotas (UFPel), Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM), e Departamento de Economia. Rua Gomes Carneiro nº 1, 4º andar, Departamento de Economia, Pelotas, RS, CEP 96010-610, Brasil. [ORCID: 0000-0003-4981-848X](https://orcid.org/0000-0003-4981-848X)

[✉ daniel.uhr@gmail.com](mailto:daniel.uhr@gmail.com) [✉ silvio.economia@gmail.com](mailto:silvio.economia@gmail.com) [✉ mariana.ferreira.00@ufes.br](mailto:mariana.ferreira.00@ufes.br)
[✉ marcelo.passos@ufpel.edu.br](mailto:marcelo.passos@ufpel.edu.br) [✉ zierouhr@gmail.com](mailto:zierouhr@gmail.com)

average years of total schooling, on the production level of the countries. However, due to the limited availability of education measures for different countries and regions, many proxies are used in the literature to identify the effect of human capital on economic growth (P. M. Romer, 1990; Barro, 1991; Kyriacou, 1991; Benhabib & Spiegel, 1992, 1994; Barro & Lee, 1993). Some examples of these proxies are years of study in basic and/or advanced education, total expenditures with education and expenditures by education levels, enrollment rates, among others (Pelinescu, 2015; Ogundari & Awokuse, 2018; Li & Wang, 2018; Kazmi, Ali, & Ali, 2017).

Studies on the importance of the role of human for the process of economic growth in Brazil have advanced in recent years. Several researchers try to overcome the restrictions to measuring human capital by considering different proxies to evaluate the importance of human capital in growth. For instance, Bondezan and Dias (2016) proposed a method of estimating the stock of Brazilian human capital and public and private physical capital based on the estimates of Garofalo and Yamarik (2002) and Mincer (1974). Considering the number of individuals with complete elementary and secondary education as a measure for human capital, Irffi, Arruda, Bastos, and Barboza (2016) investigate whether human capital and Brazilian trade openness have an impact in economic growth in the municipalities of Ceará. The work of Guimarães, Fully, and Silveira (2017) analyzes the evolution of total productivity factors, considering the evolution of the number of graduates in higher education in Brazil from 1971 to 2011.

In addition, the literature uses several methods to identify the effect of human capital on economic performance. The empirical analysis apply from time series methods with autoregressive vectors, vector error correction (Salgueiro, Nakabashi, & De Prince, 2011; Guimarães et al., 2017; Kazmi et al., 2017), ordinary least squares (Moreira, 2014; Gama, 2014; Cunha & Nunes, 2016; Fully & Teixeira, 2016; Jameel & Naeem, 2016), panel data (Salgueiro et al., 2011; Barro & Lee, 2013; Pelinescu, 2015), spatial econometrics (Salgueiro, 2012; Firme & Simão Filho, 2014; Gama, 2014), to even dynamic panels (Cangussu, Salvato, & Nakabashi, 2010; Fraga, 2011; Castelló-Climent & Mukhopadhyay, 2013; Silva & Sumarto, 2015; Bayraktar-Sağlam, 2016; Li & Wang, 2018; Irffi et al., 2016; Bondezan & Dias, 2016; Teixeira & Queirós, 2016; Ogundari & Awokuse, 2018).

The purpose of this paper is to examine the channels by which aggregated and disaggregated human capital at the basic and advanced level affects the economic growth of the 26 Brazilian states plus the Federal District. That is, we will test the following two hypotheses: (i) whether aggregate human capital affects growth through the *factor accumulation* channel, through the *total factor productivity* channel, or through both channels simultaneously; and (ii) whether human capital disaggregated at the basic and advanced levels affect growth through the *factor accumulation* channel, through the *total factor productivity*, or through both channels simultaneously.

This study contributes to the literature of economic growth and human capital in Brazil, not only by measuring the effects of human capital through the channels of factor accumulation and productivity, but also because we consider a new measure of human capital, expressed by wages based on the education of the graduates of the different levels of education in Brazil. As far as we know, no other work has used this variable for these purposes. This measure stands out because it addresses the main

caveats of the human capital *proxies* that are often used, since it depicts the stock rather than the flows of the accumulation of human capital, and, moreover, do not disregard aspects of school dropout or failure and of the labor productivity, related to the returns of formal education, experience and training. Another important contribution of this paper lies in its econometric analysis. That is, the empirical section innovates when applying the Two-Step System GMM Method (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998), with Windmeijer's (2005) correction of standard errors for finite samples, and the Principal Component Analysis to control the proliferation of instruments (Mehrhoff, 2009; Kapetanios & Marcellino, 2010; Bai & Ng, 2010).

The paper is organized as follows. Section 2 presents the theoretical framework. Section 3 discusses the identification strategy, where we present the method and describe the data. Section 4 describes the results of the estimates. Section 5 presents the robustness analysis of the results listed in section 4. Finally, section 6 concludes.

2. The model¹

Consider the following Solow growth model augmented with human capital, similar to those proposed by Lucas (1988) and Mankiw, Romer, and Weil (1992), with aggregate production function at time t given by

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta L_t^\gamma, \quad (1)$$

where Y is the output, A is the technological level, K is the physical capital, H is the human capital, L is the labor, and $\alpha + \beta + \gamma < 1$. Assume that labor grows at the population growth rate n and that technology grows exogenously at rate g :

$$L(t) = L(0)e^{nt}, \quad (2)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt}. \quad (3)$$

Denoting per capita output by $y_{it} \equiv Y_{it}/L_{it}$, per capita physical capital by $k_{it} \equiv K_{it}/L_{it}$, and per capita human capital by $h_{it} \equiv H_{it}/L_{it}$, where i denotes the corresponding individual of interest, the production function can be rewritten in per capita terms according to

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^\alpha h_{it}^\beta L_{it}^{\gamma+\alpha+\beta-1}. \quad (4)$$

Moreover, by taking the logarithm on both sides of equation (4), we obtain

$$\ln y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln k_{it} + \beta \ln h_{it} + (\gamma + \alpha + \beta - 1) \ln L_{it}. \quad (5)$$

Considering (2) and (3), taking first differences of (5) and denoting by txk and by txh the growth rates of per capita physical and human capital respectively, the regression equation for growth accounting can be expressed as follows:

$$\Delta \ln y_{it} = g + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txh_{it} + \theta_3 n_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

That is, equation (6) describes the *factor accumulation* channel, since it treats human capital as a factor of production, so that the growth rate of the human capital stock produces effects on the growth rate of the per capita output.

¹This section is based on D. Romer and Chow (1996) and Li and Wang (2018).

On the other hand, the *total factor productivity* channel derives from the approach proposed by Nelson and Phelps (1966), which maintains that treating human capital simply as an additional factor of production represents a poor specification of the relation between this variable and economic growth. According to the authors, higher levels of human capital are capable of increasing the ability of an economy to innovate and/or adapt to new technologies. In other words, higher levels of human capital positively influence the rate of technological progress.

According to the proposed model, the main source of growth is technological diffusion, which in turn is improved by education, facilitating the process of adoption and implementation of new technologies. The growth rate of technology is therefore an increasing function of per capita human capital, h_{it} , and of the gap between the technological level supported by the theory (or technological frontier), T_{it} , and the observed level, A_{it} , given by the ratio $(T_{it} - A_{it})/A_{it}$, i.e.:

$$\frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}} = \Phi(h_{it}) \frac{T_{it} - A_{it}}{A_{it}}, \quad \Phi(0) = 0, \quad \Phi'(h) > 0. \quad (7)$$

Note that, from the modifications made, the rate of technological progress becomes endogenous, since it depends on the human capital stock of the economy. If we assume that the stock of human capital affects output only through the productivity term $A(h_{it})$, therefore not considering it as an additional production factor, equation (4) must be modified in order to reflect this new hypothesis, i.e.,

$$y_{it} = A(h_{it}) k_{it}^{\alpha} L_{it}^{\gamma+\alpha-1}, \quad (8)$$

from which we can write the equation in logs:

$$\ln y_{it} = \ln A(h_{it}) + \alpha \ln k_{it} + (\gamma + \alpha - 1) \ln L_{it}, \quad (9)$$

and derive the growth accounting regression equation that considers only the *total factor productivity* channel:²

$$\Delta \ln y_{it} = g(h_{it}) + \theta_1 \ln k_{it} + \theta_2 \ln L_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

Rewriting (10) in order to make the increasing relation between per capita human capital and the rate of endogenous technological progress explicit:

$$\Delta \ln y_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln k_{it} + \theta_2 \ln h_{it} + \theta_3 \ln L_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (11)$$

Equation (11) shows that, through the *total factor productivity* channel, an increase in human capital stock is capable of affecting output growth, instead of only producing a level effect on output as previously described by equation (6) through the *factor accumulation* channel.

Finally, we can think of a third specification, assuming that output growth can be simultaneously affected by both the level and the growth rate of human capital. Equation (4) should be rewritten as follows:

$$y_{it} = A(h_{it}) k_{it}^{\alpha} h_{it}^{\beta} L_{it}^{\gamma+\alpha+\beta-1}. \quad (12)$$

²Similar to the estimated equation in Benhabib and Spiegel (1994).

Taking logs,

$$\ln y_{it} = \ln A(h_{it}) + \alpha \ln k_{it} + \beta \ln h_{it} + (\gamma + \alpha + \beta - 1) \ln L_{it}, \quad (13)$$

and then taking first differences, we obtain an alternative regression equation for growth accounting, which considers both the *factor accumulation* channel and the *total factor productivity* channel:

$$\Delta \ln y_{it} = \theta_0 + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txh_{it} + \theta_3 \ln h_{it} + \theta_4 n_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (14)$$

Therefore, equation (14) shows how growth is affected both by the level of per capita human capital and by the growth rate of this variable, since we are now assuming that both channels—*factor accumulation* and *total factor productivity*—simultaneously affect growth.

The regression equations for growth accounting formulated are aligned to the purpose of this paper, which is to analyze the relative importance of the two channels of accumulation of human capital. It is possible, from equations (6), (11) and (14), respectively, to investigate whether human capital affects growth through (i) the *factor accumulation* channel, (ii) the *total factor productivity* channel, or (iii) both channels simultaneously.

Thus, if hypothesis (i) is true, then equation (6) is correctly specified and the estimated coefficient of the growth rate of per capita human capital should be positive and significant. On the other hand, if hypothesis (ii) is true, then (11) it is correctly specified and the estimated coefficient of the level of per capita human capital should be positive and significant. Finally, if (iii) is true, then (14) is correctly specified and the estimated coefficients of both terms that take human capital into account must be positive and significant.

In addition, it is interesting to examine whether different levels of human capital can affect growth channels differently. Disaggregating human capital into two levels, basic human capital (related to obtaining experiences/skills associated with elementary and high school), denoted by *bh*, and advanced human capital (related to obtaining experiences/skills associated with higher education), denoted by *ah*, the following joint hypotheses will be tested: (A) basic human capital affects output growth from the *factor accumulation* channel; (B) advanced human capital affects output growth from the *total factor productivity* channel, or (C) basic human capital, through the *factor accumulation* channel, and advanced human capital, through the *total factor productivity* channel, affect output growth simultaneously.

Formally, considering the additional assumptions (A), (B) or (C), the regressions (6), (11) and (14) can be rewritten, respectively, as follows:

$$\Delta \ln y_{it} = g + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txbh_{it} + \theta_3 n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

$$\Delta \ln y_{it} = \theta_0 + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 \ln ah_{it} + \theta_3 n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (16)$$

$$\Delta \ln y_{it} = \theta_0 + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txbh_{it} + \theta_3 \ln ah_{it} + \theta_4 n_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (17)$$

Finally, as a measure of robustness for the theoretical channels and also as form of designing a public policy aiming to encourage some specific level of human capital, we

can interchange the human capital measures to test whether advanced human capital affects growth via the *factor accumulation* channel and whether basic human capital affects growth via the *total factor productivity* channel, either singly or simultaneously:

$$\Delta \ln y_{it} = g + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txah_{it} + \theta_3 n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (18)$$

$$\Delta \ln y_{it} = \theta_0 + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 \ln bh_{it} + \theta_3 n_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (19)$$

$$\Delta \ln y_{it} = \theta_0 + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txah_{it} + \theta_3 \ln bh_{it} + \theta_4 n_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (20)$$

Since this paper intends to evaluate the channels by which aggregate human capital and disaggregated human capital at the basic and advanced levels affect Brazilian economic growth, in the empirical section we will test the nine regressions described by the equations (6), (11) and (14) and from (15) to (20) using a dynamic panel containing data for the federative units of Brazil, covering the period from 1996 to 2015. We will also consider other commonly used control variables in the growth literature, as it will be clear in the next session.

3. Identification strategy

3.1 Method

For a correct identification of the human capital channels, the regression equations must also include the (log) level of output per capita at the start of the period, to account for transitional convergence. We further consider as control variables the expenditures in education by region, the effects of the macroeconomic financial crises' shocks,³ and a time trend variable. Also, because Brazil is a continental country with diverse cultures and different regions, we need to control for regional fixed effects, μ_i . Thus, we must estimate the following regressions:

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{it} = \alpha + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txh_{it} + \theta_3 n_{it} + \text{Covariates}'_{it} \theta_4 \\ + \mu_i + t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{it} = \alpha + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 \ln h_{it} + \theta_3 n_{it} + \text{Covariates}'_{it} \theta_4 \\ + \mu_i + t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{it} = \alpha + (\rho - 1) \ln y_{i,t-1} + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txh_{it} + \theta_3 \ln h_{it} + \theta_4 n_{it} \\ + \text{Covariates}'_{it} \theta_5 + \mu_i + t + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (23)$$

³We control for the Asian Giants' crisis (1997), the Ruble crisis (1998), the Argentine debt crisis (2001–2002) and the global financial crisis (2008–2010).

Clearly these regression equations can be written equivalently as:

$$\ln y_{it} = \alpha + \rho \ln y_{i,t-1} + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txh_{it} + \theta_3 n_{it} + Covariates'_{it} \theta_4 + \mu_i + t + \varepsilon_{it}, \quad (24)$$

$$\ln y_{it} = \alpha + \rho \ln y_{i,t-1} + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 \ln h_{it} + \theta_3 n_{it} + Covariates'_{it} \theta_4 + \mu_i + t + \varepsilon_{it}, \quad (25)$$

$$\ln y_{it} = \alpha + \rho \ln y_{i,t-1} + \theta_1 txk_{it} + \theta_2 txh_{it} + \theta_3 \ln h_{it} + \theta_4 n_{it} + Covariates'_{it} \theta_5 + \mu_i + t + \varepsilon_{it}. \quad (26)$$

Therefore, the equations to be estimated to identify the effects of human capital on economic growth should control for the lagged dependent variable as an explanatory variable. The panel data structure in which the lagged dependent variable is considered as an explanatory variable is known in the literature as *Dynamic Panel Data* (DPD). Growth models⁴ are usually estimated through DPD techniques, mainly by the *System GMM Method* proposed by Arellano and Bover (1995) and Blundell and Bond (1998). In general terms, GMM models are adequate when we come across the following setting: (i) few time periods and many individuals; (ii) linear relationship between variables; (iii) the dependent variable has dynamic characteristics; (iv) explanatory variables are not strictly exogenous, and therefore, are correlated with their past and possibly current error observations; (v) individual fixed effects; (vi) heteroscedasticity and autocorrelation within individuals, but not between them (Roodman, 2009a).

Blundell and Bond (1998) argue that the *difference-GMM* estimator proposed by Arellano and Bond (1991) may present persistence in the series, and consequently, the level variables become weak instruments for the difference equation, implying bias and low precision in finite samples. To circumvent this issue, the authors impose the condition that the difference variables should not be not correlated with the individual fixed effects. Therefore, more instruments can be considered, improving the efficiency of the Arellano–Bond estimator, and providing additional moment conditions for the level regression. Thus, the system-GMM is composed by the level equation, which uses the difference lags as an instrument, and by the difference equation, that uses the lagged variables as instruments.

It should be noted that both Arellano and Bond (1991) and Blundell and Bond (1998) estimators present *one-step* and *two-step* variants. For the *one-step* estimator, it is assumed that the error terms are independent and homoscedastic for each cross-section over time. For the *two-step* estimator, the residuals obtained in the first step are used to construct a consistent estimate of the variance-covariance matrix, relaxing the hypotheses of independence and homoscedasticity. The *two-step* estimator is asymptotically more efficient than *one-step* one, but in small samples the resulting standard errors can be strongly biased downwards. Windmeijer (2005) corrects this problem (of standard errors being underestimated in finite samples), which makes the *two-step* robust and more efficient. Therefore, to identify the channels through which

⁴See Bond, Hoeffler, and Temple (2001).

human capital affects economic growth in Brazil, we use the *two-step system-GMM method* in the analysis.

A disadvantage of the *system-GMM* estimator stems from the proliferation of instruments. The excess of instruments creates a *trade-off* between bias (*overfitting* of endogenous variables) and efficiency (additional moment conditions), generating an imprecise estimation of the moments' variance-covariance matrix and weakening the instrument's joint validity test (Bontempi & Mammi, 2012; Roodman, 2009b). The proliferation of instruments occurs in a quadratic way in the temporal dimension, so we use the principal components' extraction condition from the instrument matrix (Mehrhoff, 2009; Kapetanios & Marcellino, 2010; Bai & Ng, 2010).

According to Mehrhoff (2009), the principal component analysis' technique (*PCA*) for the *system-GMM* context is a factorization process that condenses the informational content of the available set of instruments, reducing the risk of overidentification. Moreover, the factored instruments have the advantage over other constraints' categories in that their estimates have less bias, as well as greater robustness, being a good substitute for the arbitrariness of the researcher when restricting the number of instruments. Thus, through the use of *PCA*, we minimize informational loss and obtain a statistically reasoned and data-oriented technique, which is minimally arbitrary in the delimitation of the instruments, producing a smaller set of instruments that is maximally representative (Mehrhoff, 2009; Kapetanios & Marcellino, 2010; Bai & Ng, 2010).

As for the model specification tests, we highlight the Sargan's (1958) and Hansen's (1982) tests of overidentifying restrictions and Arellano and Bond's (1991) test for first-order and second-order autocorrelation. The test of overidentifying restrictions aim to verify the validity of the instruments. The test's null hypothesis is that the instruments are uncorrelated with the error term. Therefore, the non-rejection corroborates the validity of the instruments. The Sargan's test is appropriate when using the *one-step procedure* (homoscedastic variance-covariance matrix), but when applying the *two-step procedure* (heteroscedastic variance-covariance matrix), the Hansen's test must be used.

In this work, we report the Windmeijer's corrected robust standard errors for finite samples, and so we consider Hansen's test for the validity of the instruments. Regarding the Arellano and Bond's test for first-order and second-order autocorrelation, assuming that there is no autocorrelation between the residuals in the level equation implies, by construction, that the difference equation will present autocorrelated errors. Thus, the test for first-order autocorrelation is expected to identify serial correction, while in the second order the autocorrelation is statistically zero. Therefore, for the estimator to be consistent, the test should reject the null hypothesis for first-order, AR(1), and do not reject the null hypothesis for the higher-order, AR(2).

When the sample is composed of a few groups and the time dimension is greater than 10, there is a tendency for the Hansen test to be weak, that is, to converge to the value 1 in order to accept the null hypothesis (Roodman, 2009b). According to Labra and Torrecillas (2014) and Lillo and Torrecillas (2018), in this case, we must have a number of instruments equal to or less than the number of groups of individuals. We use the same number of instruments and groups. In our research, the number of groups is defined by the Federative Units (UF) of Brazil, which are equal to 27. It is

important to note that, in the absence of the selection of the instruments by PCA, we must also consider the specification test known as *difference-Hansen*. When using the Blundell–Bond *system-GMM* (1998), there are more instruments available than when using the Arellano and Bond (1991) *difference-GMM* procedure. Then the *difference-Hansen* tests the validity of these additional instruments. Its null hypothesis is that these additional instruments are valid.

In sum, as the main goal of this research is to evaluate the channels by which the aggregate and disaggregated human capital at the basic and advanced levels affect Brazilian states' income growth, we use the *two-step system-GMM* method with Windmeijer's (2005) finite sample correction, which is asymptotically more efficient. Due to the fact that the dynamic panel is sensitive to the residuals' autocorrelation, we report the Arellano and Bond's test for first-order and second-order autocorrelation, AR(1) and AR(2), and the *Hansen* and *Diff-Hansen* tests of the validity of instruments. Also, we use the *PCA* method to control the potential proliferation of instruments.

3.2 Data

One of the main problems of empirical work lies in the choice of a *proxy* for human capital. Barro and Lee (1993) argue that some *proxies* for human capital stock frequently used in the literature due to easy access have deficiencies, such as enrollment rates. These are deficient because they represent the flows, not the stock of human capital. The idea is that the accumulation of this flow that will generate the stock of human capital in the future, that is, the educational process takes time. According to Barro and Lee (1993), there is a gap between flows and inventories and, even considering an appropriate gap, the initial stock estimates for the construction of a stock of human capital will still be necessary. In addition, enrollment rates do not consider school failure, mortality, migration, and especially school dropout, which are common in developing countries.

Adult literacy rates are also widely used in empirical work as *proxies* for human capital stock. Unlike enrollment rates, they represent a component of the current stock of human capital, but are an imperfect measure as well, as they do not reflect the skills that are obtained beyond the most elementary levels of schooling and disregard aspects of human capital that are important for labor productivity, such as logical and analytical reasoning and various types of technical knowledge (Barro & Lee, 1993). Sala-i-Martin and Mulligan (1995) point out that average years of schooling is also not a good *proxy* for human capital, since it assumes that: (i) workers are perfect substitutes regardless of their areas of expertise; (ii) the productivity differences between workers are proportional to the years of schooling regardless of their wage differences; (iii) the elasticity of substitution between workers of different categories is always constant, in every labor market; and (iv) one year of study manages the same increase of skill, regardless of study's quality or area characteristics.

Mulligan and Sala-i-Martin (1993) used a *proxy* for human capital based on labor income, with the aim of circumventing the aforementioned deficiencies. The intuition behind it was that the wage depended on the relative importance to the market, so that the type of education that was most useful to the market would be better paid. However, an income-based human capital *proxy* is also not a fault-free measure, since

a worker's wage does not depend solely on the skills and on the level of education, but also on the quantities of other aggregate inputs, such as physical capital and technology.

Thus, the main measure of human capital used in this study is the average wages monthly earned in the main occupation of the graduates of elementary, middle and high school, which we call “wage based on the education of graduates” and denote by *HC*. This measure considers both formal education returns and on-the-job training and experience. Data were extracted from the National Household Sample Survey (PNAD) and cover the period between 1996 and 2015. For the years 2000 and 2010, we use the averages between the previous and the subsequent years (Table 1).

The data set is grouped in three ways: basic education, for the average wages of primary and secondary school graduates (*HC_bh*), advanced education, for the average wages of higher education graduates (*HC_ah*) and all levels (*HC*). That is, the *proxy* is the monthly average income in *reais* received in the main occupation of the graduates of elementary, middle and high school divided by the value of the minimum wage,⁵ which we collect from the Institute of Applied Economic Research (IPEA). Both income and minimum wages are at constant values for the year 2010, deflated by the broad consumer price index (IPCA).

We use the expenses with education and culture in each federative unit, $\ln(Gec)$, as a control variable. The data were also collected from IPEA and, from the year 2010 on, they were complemented by data from *Compara Brasil*, a free access portal with data on public finances of Brazil. These values were as well deflated by the IPCA for the base year of 2010.

Table 1. Description of the variables.

Cod	Description	Source
<i>L</i>	Economically active population	PNAD
<i>y</i>	Gross domestic product $\div L$	IBGE
<i>txk</i>	Per capita physical capital growth	IBGE
<i>HC_bh</i>	Average salaries of primary and secondary school graduates $\div L$	PNAD
<i>HC_ah</i>	Average salaries of graduates of higher education $\div L$	PNAD
<i>HC</i>	All levels aggregated $\div L$	PNAD
<i>Gec</i>	expenditure whith education and culture	IPEA
<i>Popgr</i>	Population growth	IBGE
<i>Nº Prof. Bh</i>	Number of teachers in basic education	INEP
<i>Nº Prof. Ah</i>	Number of teachers in higher education	INEP
<i>D_Crisis</i>	Crisis Dummy: • 1997, Crisis of the Asian Giants • 1998, Ruble Crisis • 2001–2002, Argentine Crisis • 2008–2009, Great Recession • 2009–2010, Debt crisis in Europe	

⁵The objective of dividing the monthly income by the minimum wage amount is to expunge the income variation determined by law.

The dependent variable, i.e., the natural logarithm of per capita output, $\ln(y)$, is represented by the level of gross domestic product (GDP) of the Brazilian states divided by the economically active population (EAP). The GDP was collected from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and deflated by the implicit GDP deflator, for 2010 values; the EAP was extracted from the PNAD and supplemented for the remaining years 2000 and 2010 by the average between the previous and the subsequent years. The growth rate of per capita physical capital, txk , was obtained from the product between the share of the states in the Brazilian GDP and the gross capital formation aggregate data for Brazil, collected from IBGE and deflated by the IPCA for the base year of 2010, divided by the EAP.

Considering that the PNAD had its geographic coverage increased gradually until covering the whole Brazilian territory from the year 2004 on, during the period between 1996 to 2003, and therefore, during part of the temporal cut of this work, PNAD did not include the rural population of Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará and Amapá. As a result, we use the population data provided by IBGE to calculate the population growth rate ($Popgr$). Missing data for higher education graduates' income for the state of Amapá in 1996 and 1997 and Roraima for 1999 were estimated using time series with exponential smoothing. Finally, data for the number of elementary school teachers ($N^{\circ} Prof. Bh$) and higher education teachers ($N^{\circ} Prof. Ah$), extracted from the reports of the National Institute of Studies and Educational Research Anísio Teixeira (INEP), are used as additional exogenous instruments.

We use a panel for the 27 federative units, being 26 states and one federal district. Additionally, we control for the macroeconomic shocks with a dummy variable for crisis.

As for the descriptive statistics, we point out that the level of human capital *proxies* represents the *total factor productivity* channel, and that the growth rates (Tx) represent the *factor accumulation* channel (Table 2).

Table 2. Descriptive statistics.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
$\ln y$	540	3.281146	0.5004625	2.137538	4.881639
txk	540	-5.385681	0.5348327	-6.683965	-3.85141
$Popgr$	513	0.0159841	0.0161496	-0.0695467	0.0869195
$\ln(Gec)$	540	20.96891	0.9650627	18.89729	23.92008
$\ln(HC)$	540	-13.1603	1.221711	-15.84615	-9.536788
$Tx(HC)$	513	-0.0569024	0.1283119	-0.4337797	0.698482
$\ln(HC_{bh})$	540	-13.74001	1.211404	-16.30259	-9.896704
$Tx(HC_{ah})$	513	1.269973	3.041304	-0.9857563	17.71353
$\ln(HC_{ah})$	540	-12.53861	1.233833	-15.29634	-9.034603
$Tx(HC_{bh})$	513	1.185477	2.882731	-0.9886244	16.25195
D_{Cris}	540	0.35	0.4774119	0	1
$N^{\circ} Prof. Bh$	540	82,311.36	91,034.72	3654	533,040
$N^{\circ} Prof. Ah$	540	10,870.52	15,305.2	146	89,979

4. Results

Table 3 presents nine estimates to assess by which channels, and to what magnitude, human capital affects economic growth in Brazil. Estimates from (1) to (3) use wages based on the education of the graduates of elementary school, high school and higher education (*HC*) as a *proxy* for human capital. Equation (1) tests the contribution of the *factor accumulation* channel; equation (2) tests the *total factor productivity* channel; and equation (3) tests both channels simultaneously. Subsequently, in equations (4) to (6), the human capital is disaggregated into basic and advanced. Equation (4) tests the effect of basic human capital through the *factor accumulation* channel; equation (5) tests the effect of advanced human capital by the *total factor productivity* channel and equation (6) tests the two measures simultaneously. For the last group of analysis, from equations (7) to (9), we reverse the previous logic, so that we test the effect of advanced human capital through the *factor accumulation* channel (equation (7)), the effect of basic human capital through the *total factor productivity* channel (equation (8)) and the two channels simultaneously (equation (9)). In every regression, we use the *two-step system-GMM method* with Windmeijer's (2005) robust standard error, and PCA to control for the proliferation of the instruments (Mehrhoff, 2009; Kapetanios & Marcellino, 2010; Bai & Ng, 2010).

In general terms, to check the quality of the model's fit we have to analyze Hansen's J-statistic specification tests, Arellano–Bond test for first-order and second-order autocorrelation and the Kaiser–Lawyer–Olkin measuring of sample adequacy (KMO). The Hansen test results do not reject the null hypothesis that the instruments are valid for all the specifications used (>0.05 for all estimates). As for the Arellano–Bond test for autocorrelation, the results reject the null hypothesis of the absence of first order autocorrelation (<0.00 for all estimates) and do not reject the null hypothesis of the absence of second order autocorrelation (>0.05 for all estimates), indicating that the instruments are valid and are not correlated with the error term for all specifications. Finally, the Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) measure of sample adequacy for PCA shows values higher than 0.5. That is, we have confidence that the factor analysis used is adequately adjusted to the data. In short, the tests indicate good specification quality.

The estimation of the lagged level of output per capita (*transitional convergence component*) complements the correct specification of the dynamic panel data models. For all regressions, the estimated coefficients of $\ln(y_{t-1})$ are negative and significant at the 1% level of confidence. Thus, as expected, the growth rate depends on the initial position of the economy. In other words, all things equal, poor countries should grow at a higher rate than the rich ones.

Regarding the results of the variables of interest (human capital measures), it is possible to infer that aggregate human capital was statistically significant, at the 5% confidence level, for both channels individually (estimates 1 and 2), showing greater magnitude through the *total factor productivity* channel. However, only the *total factor productivity* channel was statistically significant when we considered both channels simultaneously (estimation 3). Therefore, these first results already indicate that the *total factor productivity* channel plays an important role in explaining economic growth in Brazil. We must stress that the direct effect of human capital on economic growth through the *total factor productivity* channel is approximately 0.08%, that is, a 1%

Table 3. Two-step System-GMM with PCA.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tx(HC)	0.06** (0.03)		0.01 (0.04)						
ln(HC)		0.08*** (0.03)	0.09** (0.04)						
Tx(HC_bh)				0.00 (0.00)		0.00 (0.00)			
ln(HC_ah)					0.08*** (0.03)	0.05** (0.02)			
Tx(HC_ah)							0.00 (0.00)		0.00 (0.00)
ln(HC_bh)								0.09*** (0.03)	0.10*** (0.04)
Transitional Convergence									
ln(y_{t-1})	-0.45*** (0.04)	-0.48*** (0.04)	-0.48*** (0.04)	-0.36*** (0.05)	-0.48*** (0.04)	-0.40*** (0.05)	-0.44*** (0.06)	-0.47*** (0.04)	-0.44*** (0.06)
Covariates									
txk	0.32*** (0.03)	0.29*** (0.04)	0.28*** (0.04)	0.30*** (0.02)	0.29*** (0.04)	0.27*** (0.03)	0.28*** (0.02)	0.28*** (0.04)	0.22*** (0.04)
ln(Gec)	0.03** (0.02)	0.13*** (0.04)	0.14*** (0.05)	0.02** (0.01)	0.12*** (0.04)	0.08** (0.03)	0.04** (0.02)	0.13*** (0.04)	0.15*** (0.05)
Popgr	0.53* (0.28)	0.21 (0.22)	0.20 (0.24)	0.28 (0.26)	0.23 (0.23)	0.19 (0.27)	0.53 (0.37)	0.21 (0.22)	0.12 (0.26)
D_Crisis	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.01* (0.01)	-0.02*** (0.00)	-0.01* (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02*** (0.00)	-0.01 (0.01)
Trend	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Constant	2.54*** (0.37)	1.58*** (0.60)	1.39** (0.63)	2.51*** (0.21)	1.57** (0.63)	1.75*** (0.45)	2.22*** (0.29)	1.60*** (0.55)	0.86 (0.67)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.40]	[0.62]	[0.57]	[0.45]	[0.67]	[0.55]	[0.43]	[0.52]	[0.32]
J-Hansen	[0.12]	[0.12]	[0.09]	[0.11]	[0.12]	[0.09]	[0.14]	[0.12]	[0.10]
N° instruments	27	27	27	27	27	27	27	27	27
K-M-O	[0.850]	[0.864]	[0.850]	[0.829]	[0.864]	[0.829]	[0.855]	[0.864]	[0.855]
N	513	513	513	513	513	513	513	513	513

Notes: Dependent variable: $\Delta \ln(y_t)$. All estimates were made using the two-step system-GMM method. The levels of significance are represented by *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. The value in brackets represents Windmeijer's (2005) robust standard error.

increase in the human capital measure generates a direct increase of 0.08% of GDP, corroborating with the results for states and municipalities of Brazil (Salgueiro, 2012; Fraga, 2011; Salgueiro et al., 2011; Firme & Simão Filho, 2014; Irffi et al., 2016).

Deepening the analysis, we propose the use of measures of human capital denominated “wages based on the disaggregated education of the graduates”, that is to say, basic education, for the average wages of the graduating students of primary and secondary school (HC_bh) and advanced education, for the average of wages of the graduating students of higher education (HC_ah). The first variable is a suitable *proxy* for measuring the *factor accumulation* channel, since the basic human capital *proxy* is related to average labor productivity and the second, in turn, for measuring the *total factor productivity* channel, since the advanced human capital *proxy* is related to labor intensive human capital, which is specific and linked to the development of technology. Then, considering these disaggregated measures, the results show that the *total factor productivity* channel affects Brazilian growth at the 1% of significance level. This corroborates our earlier results. In addition, it should be noted that the direct effect of a 1% increase in the level of advanced human capital, through the *total factor productivity*, is also an increase of approximately 0.08% in GDP (estimation 5). Also, once again only the *total factor productivity* channel was statistically significant when we considered both channels simultaneously (estimation 6).

Finally, we propose the use of basic human capital and advanced human capital *proxies* in reverse. The idea is to test both the robustness of the *total factor productivity* channel and to analyze the relative importance of basic human capital. Then, the *total factor productivity* channel remains robust (regressions 8 and 9), that is, it is significant to at the 5% confidence level, presenting the same signal and slightly higher magnitude than previously found.

With respect to the covariates, in all specifications the growth rate of the stock of physical capital was positive and statistically significant at the 1% significance level, as predicted by the theoretical model. In terms of the magnitude of the coefficients, the relative importance of physical capital for Brazilian economic growth becomes clear. The results agree with ones of previous works (Cangussu et al., 2010; Salgueiro et al., 2011; Gama, 2014; Bondezan & Dias, 2016). The expenses with education and culture variable, $\ln(Gec)$, was statistically significant and positive for all specifications. This result shows that regional investments in education and culture also have an effect on economic growth. The population growth variable did not present statistical significance, except in the estimation (1). The variable for the controlling for macroeconomic shocks due to crises had a negative coefficient, as expected, and was statistically significant at the 10% confidence level, except for estimates (7) and (9). Finally, the trend variable had a coefficient close to zero in all the estimates, being significant to at the 1% confidence level in estimates (1), (4), and (7).

In sum, the results indicate that total factor productivity is the most important channel for the growth process of the Brazilian states, and that education and culture spending also have a positive impact on growth. Regarding the hypotheses raised in this research, we can highlight the importance of the *total factor productivity* channel as an important driving force for the economic growth of the Brazilian states.

Another important characteristic of the estimation through dynamic panel models is the possibility of estimating the long-term effects of human capital on economic growth. Thus, Table 4 presents the long-term effects.

Table 4. Long-term effects.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tx(HC)	0.14*		0.03						
	(0.07)		(0.093)						
ln(HC)		0.18***	0.19***						
		(0.06)	(0.07)						
Tx(HC_bh)				0.00		0.00			
				(0.00)		(0.00)			
ln(HC_ah)					0.17***	0.13**			
					(0.06)	(0.05)			
Tx(HC_ah)							0.00		0.01
							(0.01)		(0.04)
ln(HC_bh)								0.18***	0.24***
								(0.06)	(0.08)

Notes: Dependent variable: $\Delta \ln(y_t)$. All estimates were made using the *two-step system-GMM method*. The levels of significance are represented by *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. The value in brackets represents Windmeijer's (2005) robust standard error.

In general terms, the long-term effects follow the same relative relationships as those previously found. That is, human capital affects economic growth through the *total factor productivity* channel, while the *factor accumulation* channel remains without statistical effect for most specifications, except for regression (1).

The long-term effect amplifies the direct effect found, insofar as the conditions of the state of the economy in the previous period are considered by the dynamic term. In this way, it can be observed that the human capital long-term coefficient for the regressions that analyze the *total factor productivity* channel are statistically significant at the 1% confidence level in equations (2), (5) and (8). In equation (2), we have that a 1% increase in the level of human capital results in a 0.18% increase in long-term economic growth for the Brazilian economy. In the fifth equation, when we deepen this analysis and consider the measure of advanced human capital the long-term effect remains at approximately 0.17%. Finally, in the analysis of channel robustness, we have that the long-term effect is approximately 0.18% at the 1% level of significance.

In sum, the results show that the *total factor productivity* channel is crucial for formulating economic policies in Brazil.

5. Robustness analysis

In this section we put the results to the test by considering different econometric specifications, in order to verify if the results previously found are robust. In this way, we propose three different specifications for controlling the proliferation of the number of instruments in the *two-step system-GMM*. First, we consider the limits of the lags along with the collapsed instruments (Table 5). Then, we relax the specifications,

considering only the limits of the lags (Table 6). And, finally, we consider only the collapsed instruments (Table 7).

According to Bontempi and Mammi (2012) the collapse of the instruments' method and depth truncation of the lags involve a certain degree of arbitrariness, so that there must be confidence in the restrictions imposed by the researcher. When the instrument matrix is collapsed, specific dynamics are assumed in the data; when we apply the method of depth truncation of the lags, the number of lags that must be included among the instruments are chosen, assuming that the relevant information is transmitted only by the considered lags of the endogenous variables. Therefore, in this robustness analysis we continue with the *two-step system-GMM* estimator, but we define the collapsed internal instruments and limit the number of lags of the endogenous variables in lag (2 10) by *total factor productivity* channel and in lag (2 6) by the *the factor accumulation* channel.

The results reported in tables 5, 6 and 7 corroborate the effect of human capital on Brazilian economic growth. In most of the estimates, the coefficients related to human capital remained significant, presenting magnitudes close to those found through the PCA model. The proportion of effects follows the same logic as previous results, that is, aggregate human capital (*HC*) affects Brazilian economic growth through the two individually tested channels. With regard to disaggregated human capital, the results show that advanced education's estimated coefficient was positive and statistically significant by the *total factor productivity* channel, corroborating its importance. Basic education, however, was also statistically significant only by the *total factor productivity* channel. The transitional convergence component variable is also statistically significant in all estimates for the three strategies considered.

Even though the variables of interest's coefficients have presented both direction and magnitude similar to those found previously, we must check the quality of the adjustment in the three strategies in the robustness analysis. So, first, we have to analyze Hansen's J-statistic specification tests and the Arellano–Bond first-order and second-order tests for autocorrelation. For the first strategy Table 5, the results of Hansen's test do not reject the null hypothesis that the instruments are valid for all of the specifications used (value >0.05). As for the Arellano–Bond tests for autocorrelation, the results reject the null hypothesis of the absence of first order autocorrelation (<0.001 for all estimates) and do not reject the null hypothesis of the absence of second order autocorrelation (>5 for all estimates), indicating that the instruments are valid and that they are not correlated with the error term for all specifications.

Except for the PCA model, the *Difference in Hansen* test is available for all other estimates, which has as null hypothesis that the additional instruments are valid. The results show that we can accept the null hypothesis. Thus, the models in Table 5 indicate good specification quality. When analyzing the quality of the specification of the strategies of tables 6 and 7, some distrust about the validity of the instruments arises, due to proliferation of instruments. Since the Hansen tests are sensitive to the proliferation of instruments, the confidence in the quality of the estimates in tables 6 and 7 is lost. Thus, the estimates in tables 6 and 7 are not of satisfactory quality and cannot be considered.

Table 5. Two-Step System-GMM with laglimits and collapse.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tx(HC)	0.06* (0.04)		0.04 (0.03)						
ln(HC)		0.05*** (0.02)	0.05*** (0.02)						
Tx(HC_bh)				0.00 (0.00)		0.00 (0.00)			
ln(HC_ah)					0.05*** (0.02)	0.02 (0.02)			
Tx(HC_ah)							0.00 (0.00)		0.00 (0.00)
ln(HC_bh)								0.06** (0.03)	0.05** (0.02)
Transitional Convergence									
ln(y_{t-1})	-0.29*** (0.03)	-0.36*** (0.04)	-0.36*** (0.04)	-0.27*** (0.04)	-0.36*** (0.04)	-0.32*** (0.05)	-0.31*** (0.04)	-0.36*** (0.04)	-0.37*** (0.05)
Covariates									
txk	0.27*** (0.04)	0.24*** (0.03)	0.25*** (0.03)	0.27*** (0.04)	0.24*** (0.03)	0.27*** (0.04)	0.29*** (0.04)	0.23*** (0.03)	0.26*** (0.04)
ln(Gec)	0.01 (0.01)	0.08*** (0.03)	0.08*** (0.02)	0.00 (0.01)	0.08*** (0.03)	0.04 (0.02)	0.01 (0.01)	0.08** (0.03)	0.08*** (0.03)
Popgr	0.39 (0.36)	0.29 (0.27)	0.36 (0.34)	0.27 (0.33)	0.30 (0.27)	0.27 (0.29)	0.41 (0.38)	0.28 (0.25)	0.34 (0.30)
D_Crisis	-0.01** (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.01* (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.00)	-0.01* (0.01)
Trend	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Constant	2.34*** (0.38)	1.47*** (0.43)	1.61*** (0.39)	2.36*** (0.38)	1.52*** (0.41)	2.02*** (0.43)	2.42*** (0.36)	1.45*** (0.46)	1.74*** (0.44)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.48]	[0.60]	[0.49]	[0.41]	[0.64]	[0.45]	[0.55]	[0.52]	[0.47]
J-Hansen	[0.05]	[0.11]	[0.06]	[0.05]	[0.10]	[0.06]	[0.05]	[0.12]	[0.06]
Diff-Hansen	[0.43]	[0.61]	[0.37]	[0.84]	[0.66]	[0.74]	[0.69]	[0.63]	[0.83]
N° instruments	24	26	25	24	26	25	24	26	25
N	513	513	513	513	513	513	513	513	513

Notes: Dependent variable: $\Delta \ln(y_t)$. All estimates were made using the two-step system-GMM method. The levels of significance are represented by *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. The value in brackets represents Windmeijer's (2005) robust standard error.

Table 6. Two-Step System-GMM with laglimits.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tx(HC)	0.06** (0.03)		0.05* (0.03)						
ln(HC)		0.04* (0.02)	0.03 (0.02)						
Tx(HC_bh)				0.00 (0.00)		0.00 (0.00)			
ln(HC_ah)					0.03* (0.02)	0.01 (0.01)			
Tx(HC_ah)							0.00 (0.00)		0.00 (0.00)
ln(HC_bh)								0.04** (0.02)	0.02 (0.01)
Transitional Convergence									
ln(y_{t-1})	-0.39*** (0.03)	-0.40*** (0.04)	-0.40*** (0.04)	0.40*** (0.04)	-0.39*** (0.04)	-0.40*** (0.04)	-0.37*** (0.03)	-0.39*** (0.04)	-0.38*** (0.03)
Covariates									
txk	0.34*** (0.03)	0.31*** (0.03)	0.33*** (0.03)	0.37*** (0.04)	0.31*** (0.03)	0.36*** (0.04)	0.35*** (0.03)	0.30*** (0.03)	0.34*** (0.03)
ln(Gec)	0.01* (0.01)	0.05** (0.03)	0.04 (0.03)	0.01** (0.00)	0.05* (0.03)	0.02 (0.01)	0.01* (0.00)	0.05** (0.03)	0.02 (0.02)
Popgr	0.25 (0.22)	0.19 (0.23)	0.17 (0.22)	0.20 (0.28)	0.18 (0.23)	0.13 (0.30)	0.16 (0.29)	0.19 (0.23)	0.10 (0.31)
D_Crisis	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
Trend	-0.00*** (0.00)	-0.00* (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00* (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Constant	2.94*** (0.29)	2.35*** (0.38)	2.62*** (0.45)	3.18*** (0.37)	2.39*** (0.44)	3.05*** (0.40)	3.01*** (0.28)	2.37*** (0.40)	2.85*** (0.35)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.50]	[0.67]	[0.55]	[0.53]	[0.70]	[0.56]	[0.45]	[0.62]	[0.43]
J-Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
Diff-Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
N° instruments	110	76	111	110	76	111	110	76	111
N	513	513	513	513	513	513	513	513	513

Notes: Dependent variable: $\Delta \ln(y_t)$. All estimates were made using the two-step system-GMM method. The levels of significance are represented by *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. The value in brackets represents Windmeijer's (2005) robust standard error.

Table 7. Two-Step System-GMM with collapse.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tx(HC)	0.04* (0.03)		-0.01 (0.03)						
ln(HC)		0.12*** (0.03)	0.09*** (0.03)						
Tx(HC_bh)				-0.00 (0.00)		-0.00 (0.00)			
ln(HC_ah)					0.11*** (0.03)	0.07*** (0.02)			
Tx(HC_ah)							-0.00 (0.00)		0.00 (0.00)
ln(HC_bh)								0.14*** (0.03)	0.14*** (0.04)
Transitional Convergence									
ln(y_{t-1})	-0.54*** (0.04)	-0.60*** (0.05)	-0.58*** (0.05)	-0.53*** (0.06)	-0.60*** (0.05)	-0.56*** (0.05)	-0.44*** (0.05)	-0.60*** (0.06)	-0.60*** (0.06)
Covariates									
txk	0.37*** (0.04)	0.34*** (0.03)	0.37*** (0.04)	0.41*** (0.03)	0.35*** (0.04)	0.39*** (0.04)	0.38*** (0.05)	0.31*** (0.04)	0.31*** (0.06)
ln(Gec)	0.04*** (0.01)	0.17*** (0.03)	0.14*** (0.04)	0.03*** (0.01)	0.16*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.04*** (0.01)	0.19*** (0.04)	0.20*** (0.06)
Popgr	0.57** (0.25)	0.15 (0.21)	0.12 (0.20)	0.56** (0.28)	0.18 (0.21)	0.22 (0.34)	0.61** (0.26)	0.14 (0.20)	0.31 (0.37)
D_Crisis	-0.02*** (0.00)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.01)
Trend	-0.00*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Constant	3.00*** (0.48)	1.73*** (0.49)	2.29*** (0.60)	3.50*** (0.36)	1.82*** (0.58)	2.64*** (0.44)	3.03*** (0.55)	1.46** (0.59)	1.31 (0.96)
AR(1)	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
AR(2)	[0.42]	[0.68]	[0.77]	[0.72]	[0.73]	[0.98]	[0.54]	[0.51]	[0.47]
J-Hansen	[1.00]	[0.91]	[1.00]	[1.00]	[0.91]	[1.00]	[1.00]	[0.92]	[1.00]
Diff-Hansen	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[0.99]
N° instruments	64	45	65	64	45	65	64	45	65
N	513	513	513	513	513	513	513	513	513

Notes: Dependent variable: $\Delta \ln(y_t)$. All estimates were made using the two-step system-GMM method. The levels of significance are represented by *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. The value in brackets represents Windmeijer's (2005) robust standard error.

The results of this section are relevant because they reinforce the results previously found, since the *total factor productivity* channel was statistically significant in most specifications, even if we do not have confidence about the correct identification of the coefficient associated with human capital. That is, as the proliferation of instruments is a serious issue for the *System-GMM* estimator, we should expect that relaxing the instruments' control would cause a reduction in the quality of the estimates, especially in the models of tables 6 and 7. In addition, it should be emphasized that the model of Table 5 is very well adjusted and comparable to the model proposed by the research. However, the model with PCA is considered superior, since, in addition to greater efficiency, it represents a minimally arbitrary way of limiting the counting of the instruments, minimizing the loss of information and making it possible to maintain a set of major components with higher eigenvalues (Bai & Ng, 2010; Kapetanios & Marcellino, 2010; Mehrhoff, 2009).

6. Conclusion

Based on a Solow growth model augmented with human capital, similar to those proposed by Lucas (1988) and Mankiw et al. (1992) and the contributions of Nelson and Phelps (1966), the main goal of this study was to investigate through which channels human capital affected Brazil's economic growth, from 1996 to 2015. The following hypotheses were tested: human capital—both aggregated and disaggregated at basic and advanced levels—affects growth through (i) the *factor accumulation* channel; (ii) the *total factor productivity* channel; or (iii) both channels simultaneously.

This paper contributes to the national debate, as it proposes new *proxies* for human capital stocks, related to formal education returns, experience and workplace training, measures that are not affected by the main shortcomings of the ones already proposed by the literature, such as those related to school dropout and failure rates, and labor productivity aspects (Barro & Lee, 1993; Mulligan & Sala-i-Martin, 1993).

For the empirical analysis, we used the *two-step system-GMM method* (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998), with Windmeijer's (2005) finite sample standard errors' correction and principal component analysis (PCA) for controlling the proliferation of instruments (Mehrhoff, 2009; Kapetanios & Marcellino, 2010; Bai & Ng, 2010). As a test of the results' robustness, we control the proliferation of the instruments through the *laglimit* and *collapse* methods.

The results showed that aggregate human capital, through both channels individually considered, affects economic growth. Regarding the measures of human capital disaggregated at basic and advanced levels, economic growth is affected only via the *total factor productivity* channel. With regard to the magnitudes of the estimated coefficients, we should emphasize those related to human capital at the basic level, which were significant and always produced a higher impact than those related to advanced human capital. In summary, the results found in this study, although using different data and methods, are close to those already known from the literature.

Based on the above results, we recommend that public policies aimed at promoting economic growth from higher levels of human capital be stimulated and, if there is a need for an allocative choice for resources involving distinct educational stages, that priority be given to those related to human capital at the basic level.

References

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <http://dx.doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–52. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Bai, J., & Ng, S. (2010). Instrumental variable estimation in a data rich environment. *Econometric Theory*, 26(6), 1577–1606. <http://dx.doi.org/10.1017/S0266466609990727>
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443. <http://dx.doi.org/10.2307/2937943>
- Barro, R. J., & Lee, J.-W. (1993). International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 363–394. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90023-9](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(93)90023-9)
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184–198. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001>
- Bayraktar-Sağlam, B. (2016). The stages of human capital and economic growth: Does the direction of causality matter for the rich and the poor? *Social Indicators Research*, 127(1), 243–302. <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-015-0963-0>
- Becker, G. S., Murphy, K. M., & Tamura, R. (1990). Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S12–S37. <http://dx.doi.org/10.1086/261723>
- Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1992). *The role of human capital and political instability in economic development*.
- Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143–173. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90047-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(94)90047-7)
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bond, S., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). *GMM estimation of empirical growth models*.
- Bondezan, K. d. L., & Dias, J. (2016). Crescimento econômico no Brasil: Uma abordagem sobre o papel da acumulação de capital físico e humano. *Revista de Economia*, 42(3). <http://dx.doi.org/10.5380/re.v42i3.51619>
- Bontempi, M. E., & Mammi, I. (2012, September). *A strategy to reduce the count of moment conditions in panel data GMM* (Quaderni – Working Paper No. 843). DSE. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2140799>
- Cangussu, R. C., Salvato, M. A., & Nakabashi, L. (2010). Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos*, 40(1), 153–183. <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612010000100006>
- Castelló-Climent, A., & Mukhopadhyay, A. (2013). Mass education or a minority well educated elite in the process of growth: The case of India. *Journal of Development Economics*, 105, 303–320. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.03.012>

- Cunha, A. F., & Nunes, S. F. (2016). Educação e crescimento econômico: Análise dos municípios da região dos Campos Gerais do Paraná. *Revista de Ensino, Educação e Ciências Humanas*, 17(3), 232–239. <http://dx.doi.org/10.17921/2447-8733.2016v17n3p232-239>
- Firme, V. d. A. C., & Simão Filho, J. (2014). Análise do crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991–2000. *Economia Aplicada*, 18(4), 679–716. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-8050/ea640>
- Fraga, G. J. (2011). *Estudo da relação entre comércio internacional, capital humano e crescimento econômico no Brasil no período de 1995 a 2006* (Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP). <http://dx.doi.org/10.11606/T.11.2011.tde-02082011-103009>
- Fully, R. M. P., & Teixeira, A. (2016). Os efeitos da educação sobre o progresso tecnológico no Brasil. *Gestão e Sociedade*, 10(25), 1274–1283. <http://dx.doi.org/10.21171/ges.v10i25.1978>
- Gama, V. A. (2014). *Os efeitos da qualidade da educação sobre a acumulação de capital humano e o crescimento econômico no Brasil* (Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP). <http://dx.doi.org/10.11606/T.11.2014.tde-03062014-153434>
- Garofalo, G. A., & Yamarik, S. (2002). Regional convergence: Evidence from a new state-by-state capital stock series. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 316–323. <http://dx.doi.org/10.1162/003465302317411569>
- Guimarães, A. A. B., Fully, R. M. P., & Silveira, L. P. (2017). Análise do capital humano, sob a ótica da teoria do crescimento endógeno, na produtividade total dos fatores no Brasil. *Revista Eletrônica Gestão e Serviços*, 8(1), 1902–1918. <http://dx.doi.org/10.15603/2177-7284/regs.v8n1p1902-1918>
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <http://dx.doi.org/10.2307/1912775>
- Irffi, G., Arruda, E., Bastos, F., & Barboza, D. (2016). Impactos da abertura comercial e contribuição dos diferenciais de escolaridade sobre o nível de renda dos municípios cearenses, no período 1997–2005. *Ensaio FEE*, 37(1), 217–254. <https://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/3004>
- Jameel, S., & Naeem, M. Z. (2016). Impact of human capital on economic growth: A panel study. *Bulletin of Business and Economics*, 5(4), 231–248. <https://ideas.repec.org/a/rfh/bbejor/v5y2016i4p231-248.html>
- Kapetanios, G., & Marcellino, M. (2010). Factor-GMM estimation with large sets of possibly weak instruments. *Computational Statistics & Data Analysis*, 54(11), 2655–2675. <http://dx.doi.org/10.1016/j.csda.2010.04.008>
- Kazmi, S. M., Ali, K., & Ali, G. (2017). *Impact of human capital on economic growth: Evidence from Pakistan*. <http://hdl.handle.net/11540/7744>
- Kyriacou, G. A. (1991). *Level and growth effects of human capital: A cross-country study of the convergence hypothesis* (Working Paper No. 91-26). New York, NY: C.V. Starr Center for Applied Economics.
- Labra, R., & Torrecillas, C. (2014). *Guía CERO para datos de panel: Un enfoque práctico* (Working Paper No. 2014/16). Madrid: UAM–Accenture.
- Li, T., & Wang, Y. (2018). Growth channels of human capital: A Chinese panel data study. *China Economic Review*, 51, 309–322. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chieco.2016.11.002>

- Lillo, R. L., & Torrecillas, C. (2018). Estimating dynamic panel data: A practical approach to perform long panels. *Revista Colombiana de Estadística*, 41(1), 31–52. <http://dx.doi.org/10.15446/rce.v41n1.61885>
- Lucas, R. E., Jr. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. <http://dx.doi.org/10.2307/2118477>
- Mehrhoff, J. (2009). *A solution to the problem of too many instruments in dynamic panel data GMM* (Discussion Paper No. 31/2009). Frankfurt am Main. <https://www.bundesbank.de/resource/blob/703532/0f974326445ac974f525b0e277c7bc6b/mL/2009-11-06-dkp-31-data.pdf>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research (NBER). <https://www.nber.org/books/minc74-1>
- Moreira, É. T. (2014). Impactos da tecnologia e do capital humano sobre o crescimento econômico asiático: Uma abordagem via dados de painel. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, 20(43), 213–237. <http://dx.doi.org/10.5335/rtee.v20i43.4591>
- Mulligan, C. B., & Sala-i-Martin, X. (1993). Transitional dynamics in two-sector models of endogenous growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 739–773. <http://dx.doi.org/10.2307/2118407>
- Nelson, R. R., & Phelps, E. S. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, 56(1/2), 69–75. <http://dx.doi.org/https://www.jstor.org/stable/1821269>
- Ogundari, K., & Awokuse, T. (2018). Human capital contribution to economic growth in Sub-Saharan Africa: Does health status matter more than education? *Economic Analysis and Policy*, 58, 131–140. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eap.2018.02.001>
- Pelinescu, E. (2015). The impact of human capital on economic growth. *Procedia Economics and Finance*, 22, 184–190. [http://dx.doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00258-0](http://dx.doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00258-0)
- Romer, D., & Chow, C. (1996). *Advanced macroeconomic theory*. McGraw-Hill.
- Romer, P. M. (1990). Human capital and growth: Theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, 251–286. [http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231\(90\)90028-J](http://dx.doi.org/10.1016/0167-2231(90)90028-J)
- Roodman, D. (2009a). *How to do Xtabond2: An introduction to Difference and System GMM in Stata* (No. 9). <http://dx.doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Roodman, D. (2009b). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>
- Sala-i-Martin, X., & Mulligan, C. B. (1995, January). *Measuring aggregate human capital* (Center Discussion Paper No. 723). New Haven, Connecticut: Yale University. http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp723.pdf
- Salgueiro, A. d. S. (2012). *O papel do capital humano, spillovers e difusão tecnológica no crescimento: Uma análise espacial para Brasil* (Dissertação de Mestrado). Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR.
- Salgueiro, A. d. S., Nakabashi, L., & De Prince, D. (2011). O papel do capital humano no crescimento: Uma análise espacial para o Brasil. *Revista Economia & Tecnologia*, 7(4). <http://dx.doi.org/10.5380/ret.v7i4.25911>

- Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, 26(3), 393–415. <http://dx.doi.org/10.2307/1907619>
- Silva, I. d., & Sumarto, S. (2015). Dynamics of growth, poverty and human capital: Evidence from Indonesian sub-national data. *Journal of Economic Development*, 40(2). <http://www.jed.or.kr/full-text/40-2/1.pdf>
- Teixeira, A. A. C., & Queirós, A. S. S. (2016). Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Research Policy*, 45(8), 1636–1648. <http://dx.doi.org/10.1016/j.respol.2016.04.006>
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>