



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 24 – nº 2

Abril – Junho 2020

ARTIGOS

Unemployment rate and wage growth in Brazil: Evidence from a Markov-switching model

Wellington Charles Lacerda Nobrega, Cássio da Nóbrega Besarria, Felipe Araujo de Oliveira

Avaliação comparativa dos sistemas de saúde do Brasil e de países da América Latina, do Caribe e da OCDE com o uso de fronteiras estocásticas

Alexandre Marinho, Simone de Souza Cardoso, Vivian Vicente de Almeida

A pegada hídrica da economia brasileira e a balança comercial de água virtual: uma análise insumo-produto

Marco Antonio Montoya

A política tarifária como instrumento de gestão da demanda por água: estimando a elasticidade preço da demanda nos municípios do Rio Grande do Sul, 2010-2016

Cristiano Ponzoni Ghinis, Adelar Fochezatto, Christian Velloso Kuhn

Assessing Brazil's information diffusion power: a structural hole approach

Henrique Morrone, Adalmir Antônio Marquetti, Ana Lúcia Tatsch, Ricardo Dathein

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 2 Abril – Junho 2020

PAPERS

Unemployment rate and wage growth in Brazil: Evidence from a Markov-switching model

Wellington Charles Lacerda Nobrega, Cássio da Nóbrega Besarria,
Felipe Araujo de Oliveira

A stochastic frontier analysis approach for estimating efficiency of health care systems in Brazil and countries in Latin America, the Caribbean, and the OECD

Alexandre Marinho, Simone de Souza Cardoso, Vivian Vicente de Almeida

The water footprint of the Brazilian economy and the virtual water balance: an input-output analysis

Marco Antonio Montoya

Tariff policy as an instrument for water demand management: estimating the price elasticity of demand in the municipalities of Rio Grande do Sul, 2010-2016

Cristiano Ponzoni Ghinis, Adelar Fochezatto, Christian Velloso Kuhn

Assessing Brazil's information diffusion power: a structural hole approach

Henrique Morrone, Adalmir Antônio Marquetti, Ana Lúcia Tatsch,
Ricardo Dathein

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 2

Abril – Junho 2020

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Eliezer Martins Diniz	Edson Zambon Monte
Lízia de Figueirêdo	Fernando Antonio de Barros Júnior
Sergio Naruhiko Sakurai	Reynaldo Fernandes

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

Site: <http://www.usp.br/revecap>

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v. 1, n. 1 – – Ribeirão Preto: FEA-RP, 1997-

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP

ISSN 1980-5330

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 24 – nº 2

Abril – Junho 2020

ARTIGOS

- 171 **Unemployment rate and wage growth in Brazil: Evidence from a markov-switching model**
Wellington Charles Lacerda Nobrega , Cássio da Nóbrega Besarria , Felipe Araujo de Oliveira
- 195 **Avaliação comparativa dos sistemas de saúde do Brasil e de países da América Latina, do Caribe e da OCDE com o uso de fronteiras estocásticas**
Alexandre Marinho , Simone de Souza Cardoso , Vivian Vicente de Almeida
- 215 **A pegada hídrica da economia brasileira e a balança comercial de água virtual: uma análise insumo-produto**
Marco Antonio Montoya
- 249 **A política tarifária como instrumento de gestão da demanda por água: estimando a elasticidade preço da demanda nos municípios do Rio Grande do Sul, 2010-2016**
Cristiano Ponzoni Ghinis , Adelar Fochezatto , Christian Velloso Kuhn
- 273 **Assessing Brazil's information diffusion power: a structural hole approach**
Henrique Morrone , Adalmir Antônio Marquetti , Ana Lúcia Tatsch , Ricardo Dathein

UNEMPLOYMENT RATE AND WAGE GROWTH IN BRAZIL: EVIDENCE FROM A MARKOV-SWITCHING MODEL

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA *
CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA †
FELIPE ARAUJO DE OLIVEIRA ‡

Abstract

This paper has the purpose to investigate the relationship between unemployment rate and wage growth for the Brazilian economy from 2000 to 2016, by means of a Markov-switching regression model. The empirical approach is based on the New-Keynesian Phillips Curve developed by Galí (2011). The estimation results suggest the existence of two well-defined regimes, one characterized by the non-validation of the Phillips Curve, while in the other the trade-off between unemployment and wage inflation is validated, with the economic cycle being a key factor in regime switching.

Keywords: unemployment, wage, Markov switching, NAIRU, Phillips curve.

Resumo

Este artigo tem o propósito de investigar a relação entre a taxa de desemprego e o crescimento dos salários na economia brasileira entre 2000 e 2016, através de um modelo de regressão com mudança markoviana. A estratégia empírica é baseada na curva de Phillips Novo-Keynesiana desenvolvida por Galí (2011). Os resultados da estimação sugerem a existência de dois regimes bem definidos, um caracterizado pela não validação da curva de Phillips, enquanto no outro o *trade-off* entre desemprego e inflação nos salários é validado, sendo o ciclo econômico um fator chave na transição entre regimes.

Palavras-chave: desemprego, salários, Markov switching, NAIRU, curva de Phillips.

JEL classification: C24, E24, E32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea151926>

* PhD in Applied Economics, Federal University of Paraíba. E-mail: wellington_charles@hotmail.com

† PhD in Applied Economics, Federal University of Paraíba. E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

‡ Federal University of Paraíba and Risk Management Analyst at B3. E-mail: felipe.8.araujo@gmail.com

1 Introduction

The unemployment rate is one of the most cited variables in macroeconomic discussion. The main reason is the fact that this variable directly reflects formal labor conjecture and indirectly provides an overview of families welfare. In this context, the raising interest of policy makers in this variable is notoriously higher in recession periods, when every objective converges towards the reduction of unemployment and the maintenance (or recovery) of sustainable economic growth.

In a seminal work, Phillips (1958) described what became one of the most famous relations in economic scientific literature: the inverse relationship between unemployment rate and nominal wage growth, widely known as the Phillips curve. A given high unemployment rate, requires a lower nominal wage growth. In other words, there is a trade-off between wage inflation and unemployment. Questions related to the stability of this relationship emerged over the last decades, for instance, Friedman (1977) argues that the Phillips curve would be negatively inclined in the short-run while it would be vertical in the long-run, in other words, the above mentioned trade-off would be temporary instead of permanent.

Hence, a better understanding of this relationship dynamics is of great importance to policy makers. Moreover, the existence of a purely linear relationship among the variables suggests that policy actions taken in different periods would have symmetric effect on the labor market, given the invariability of this relationship over time. However, in case of a nonlinear dependence, policy actions taken in different moments would have asymmetric effects on the labor market, thereby being amplified or mitigated.

In Brazil, the recent economic crisis strongly affected the unemployment trajectory. The variable exhibited a reversal in trend, achieving a peak of 13.7%¹ in the first quarter of 2013, representing a contingent of 13 millions of unemployed people. Furthermore, some characteristics of the Brazilian labor market related to wage frictions feed the belief in an asymmetric response of wage given the unemployment rate changes. Thus, questions arise about the effects of economic policy actions on the labor market in Brazil: was there a time varying relationship between unemployment rate and wage growth rate in Brazil? In other words, are there non-linearities in the Brazilian Phillips curve?

This paper is related to other studies that sought to investigate the relationship between unemployment and price inflation in Brazil, as Mendonça & Santos (2006), Oliveira & Feijó (2015), Aragon et al. (2016), Triches & Feijó (2017) and Oliveira & Feijó (2017). However, the present paper is based on the original relationship proposed by Phillips (1958), thereby directing our research to the interaction between unemployment rate and wage growth, as Bacha & Lima (2004), Campos et al. (2010) e Mendonça et al. (2012). In this sense, both Galí (2011) and Donayre & Panovska (2016) argues that wage inflation has a better fit, relative to price inflation, on labor market dynamics.

The empirical model used in this paper is based on the theoretical framework developed by Galí (2011). This author, aiming to investigate the determinants of unemployment slow recovery in the USA in the aftermath of

¹ According to Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios contínua (PNAD) data, provided by Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

the economic crisis, develops a New-Keynesian model allowing for price and wage stickiness in which the unemployment² is explicitly introduced. From there, he derives a New-Keynesian Phillips curve that relates wage growth and unemployment rate, named New-Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC).

In this research, the purpose is to investigate the relationship between wage growth and unemployment rate in Brazil. Specifically, one sought to estimate the Phillips curve developed by Galí (2011) in the period from 2000 to 2016. To achieve this goal, it was used a Markov-switching regression model (MSR). Following that, one also sought to investigate the existence of non-linearities in the relationship between wage and unemployment, in order to evaluate possible asymmetries as well as to investigate a possible cause for the high unemployment in the recent years.

The main findings of the Phillips curve estimate suggests an existence of two well-defined regimes. The first regime is characterized by the non-validation of Phillips (1958) relationship, while under the other regime, wage inflation and unemployment rate trade-off is validated, being possible to associate the economic cycle as a fundamental factor in regime transition. This is an interesting result in that it associates previously performed research when identifying Phillips relation validation periods, as did Bacha & Lima (2004) and Campos et al. (2010), interleaved by periods of non-validation of this relation, according to Schwartzman (2006), Mendonça et al. (2012), Sachsida et al. (2009), among others. Furthermore, this result is in line with other studies that used Markov switching model approach, such as did Oliveira & Feijó (2015) who, on estimating a Hybrid New-Keynesian Phillips Curve, identified antagonistic Markov regimes with similar behavior to that found in the present research.

Thus, this article has six (6) sections, including this short introduction. Section 2 presents a brief conjuncture about unemployment rate, wage and gross domestic product (GDP) in Brazil and some selected economies. In 3, it is described the Phillips curve specification. Section 4 shows the econometric procedures performed in the present research, presenting the Markov switching regression model in subsection 4.1, while subsection 4.2 describes the data source and the initial treatment carried out on the time series. Finally, subsection 4.3 shows NAIRU estimation procedures. Section 5 discusses the main results. Section 6 presents the concluding remarks. In addition, there are appendixes Appendix A and Appendix B.

2 Conjuncture of the Unemployment, Wage and Output

This section analyzes the recent evolution of Brazil's economy and presents information about the main determinants of economic activity, matching these indicators with other selected emerging economies. The period that followed the year of 2013 was marked by a strong rise on commodities prices and Brazil was one of the countries that benefited from this cycle³.

²Characterized with a definition similar to that used by institutions responsible for unemployment statistics, i.e.: individuals who wish to work but can not find a job.

³An immediate effect of rising commodities prices, as pointed out by Garton & Others (2008) to the Australian case, is the domestic relative prices shift, inducing the reallocation of resources among sectors and real income boosting, resulting in an aggregate demand stimulus - not necessarily symmetrically among sectors.

This improvement in the international scenario had a positive effect on Brazil's service sector, specifically, focused on labor intensive sectors as construction, commerce and financial mediation. This fact provided a higher job creation (generally lower qualified) and led to a rise in wages. By looking at some data about unemployment in the Brazilian economy, one observes a decreasing trend that goes from 13.7% in 2003 to 6.8% in 2014.

However, the recent economic crisis reversed the trend towards an increase of this indicator, thereby registering a strong acceleration of the unemployment rate to 12.8% in 2017, representing a contingent of approximately 13 millions of unemployed people. The Table 1 shows the unemployment rate evolution in Brazil and some selected emerging economies along with the G7.

Table 1: Annual unemployment rate (%) for selected countries along with G7

Year	Brazil	Chile	China	Colombia	Paraguay	Russia	Uruguay	G7
2000	13.9	9.7	3.1	13.3	7.3	10.6	13.4	5.6
2001	12.5	9.9	3.6	15.0	7.6	9.0	15.2	5.9
2002	13.0	9.8	4.0	15.6	10.8	8.0	16.8	6.4
2003	13.7	9.5	4.3	14.1	8.1	8.2	17.2	6.6
2004	12.9	10.0	4.2	13.7	7.3	7.7	13.3	6.3
2005	11.4	9.3	4.2	11.8	5.8	7.2	12.1	6.2
2006	11.5	8.0	4.1	12.0	6.7	7.1	10.8	5.7
2007	10.9	7.0	4.0	11.2	5.6	6.0	9.4	5.4
2008	9.4	7.8	4.2	11.3	5.7	6.2	7.9	5.8
2009	9.7	10.8	4.3	12.0	6.4	8.2	7.8	8.0
2010	8.5	8.2	4.1	11.8	5.7	7.4	7.0	8.1
2011	7.8	7.1	4.1	10.8	5.6	6.5	6.4	7.6
2012	7.4	6.4	4.1	10.4	4.6	5.5	6.3	7.4
2013	7.2	5.9	4.1	9.7	5.0	5.5	6.5	7.1
2014	6.8	6.4	4.1	9.1	6.0	5.2	6.6	6.4
2015	8.3	6.2	4.1	8.9	5.4	5.6	7.5	5.8
2016	11.3	6.5	4.0	9.2	6.0	5.5	7.9	5.4
2017	12.8	6.7	3.9	9.3	5.7	5.2	7.4	5.0

Source: Elaborated from Monetary International Fund (IMF) data.

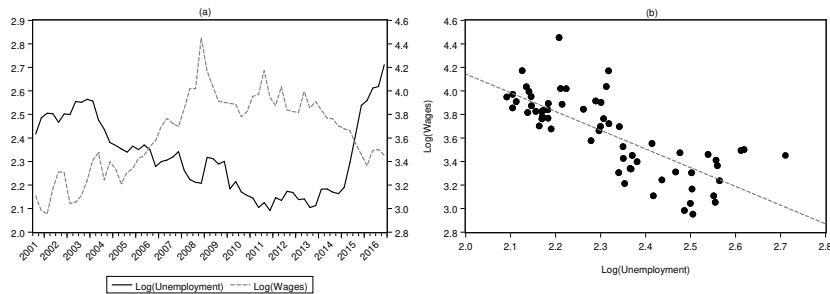
[1] Note: The G7 is composed by Germany, Canada, The United States, France, Italy, Japan and The United Kingdom.

The recent bad performance (2014-2017) experienced by the Brazilian economy contrasts with the recent results of most part of emerging economies as well as advanced economies. It is possible to observe that emerging countries such as China, Russia, Paraguay and Colombia registered an unemployment reduction, while both Chile and Uruguay presented a slight increase, however, the unemployment rate of the latter are stable. In the case of advanced economies that composes the G7, those have registered a reduction in the unemployment rate, of which one can highlighting the United States which registered only 3.9% in 2017.

1 (a) presents the evolution of the relationship between unemployment and wage in Brazil, while (b) shows a scatter-plot of the same relation, with a trend line estimated through ordinary least squares (OLS). The series behavior in 1 (a) suggests a possible negative relationship between unemployment and wage, a first empirical evidence of this association is given by Pearson's

correlation coefficient, with a value of -0.76 , indicating the existence of a negative correlation (evidenced by a coefficient sign) of moderate intensity among the variables; furthermore, this association is reinforced when the right side of 1 (b) is analyzed, where the estimated trend line has a negative inclination. These first indicators are according to the empirical relation proposed by Phillips (1958), that negatively relates unemployment and wage.

Figure 1: Relationship between unemployment and wage series in Brazil



Source: Elaborated from MTE and BACEN data.

[1] Note: Logarithmic series.

Given this contextualization of the unemployment in Brazil, we set out to discuss the behavior of gross domestic product growth (GDP). Looking at the GDP growth data from 2003 to 2013, it is possible to point out that Brazil experienced a strong growth of this indicator, reaching its peak in 2010 when it registered 7.5%. However, the economic performance reversal began to present its signs in 2014 year when the GDP growth started to decelerate, achieving for two consecutive years (2015 and 2016) a negative growth, which was timidly reverted to 1.0% in 2017.

One can observe in Table 2 that the economic activity deceleration was not an isolated fact limited to the Brazilian economy. Emerging economies such as Chile, Colombia and Russia also presented a reduction in their GDP growth rate over the last years. On the other hand, China's product growth showed up relatively stable around 7.0% per year. Given the importance of both variables in the international macroeconomic scenario, the 2 presents the Brazilian relation between unemployment rates and real GDP from 2002 to 2017.

3 (a) suggests a possible negative association between both economic and unemployment cycles, according to the Okun's law proposal. This association is reinforced by 3 (b), in which the estimated trend line shows a negative relation between unemployment and GDP. In other words, growth (retraction) periods are associated to labor market heating, reflecting in an elevation (reduction) in the number of employed people and consequently a reduction (rise) in the unemployment rate.

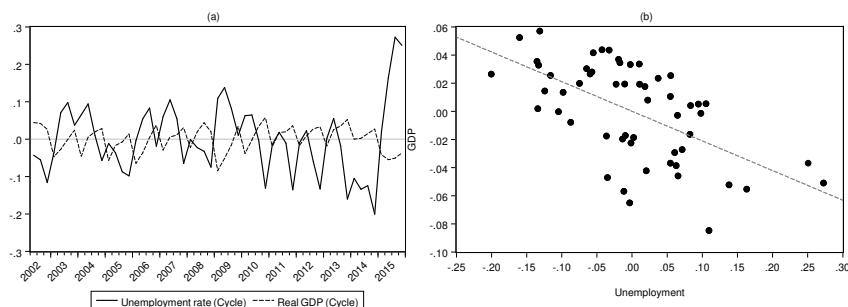
Besides that, 3 (a) presents the annual evolution of the average income, the minimum wage and the total factor productivity (TFP), while (b) shows a comparative of the Brazilian TFP against selected countries. Generally, the income yield starts to present real gains in 2005, reaching its peak also by 2014. Furthermore, the minimum wage had real gains, which were even larger in the analyzed period. According to Bonelli & Veloso (2014), the informality

Table 2: Annual GDP growth (%) for selected countries along with G7

Ano	Brasil	Chile	China	Colombia	Paraguai	Russia	Uruguai	G7
2000	4.4	5.3	8.4	2.9	-2.3	10.0	-1.8	3.8
2001	1.4	3.3	8.3	1.7	-0.8	5.1	-3.5	1.3
2002	3.1	3.1	9.1	2.5	0.0	4.7	-7.1	1.3
2003	1.1	4.1	10.0	3.9	4.3	7.3	2.3	1.9
2004	5.8	7.2	10.1	5.3	4.1	7.2	4.6	2.9
2005	3.2	5.7	11.3	4.7	2.1	6.4	6.8	2.5
2006	4.0	6.3	12.7	6.7	4.8	8.2	4.1	2.5
2007	6.1	4.9	14.2	6.9	5.4	8.5	6.5	2.0
2008	5.1	3.6	9.6	3.5	6.4	5.2	7.2	-0.3
2009	-0.1	-1.6	9.2	1.7	-4.0	-7.8	4.2	-3.8
2010	7.5	5.8	10.6	4.0	13.1	4.5	7.8	2.8
2011	4.0	6.1	9.5	6.6	4.3	5.1	5.2	1.6
2012	1.9	5.3	7.9	4.0	-1.2	3.7	3.5	1.4
2013	3.0	4.1	7.8	4.9	14.0	1.8	4.6	1.4
2014	0.5	1.8	7.3	4.4	4.7	0.7	3.2	2.0
2015	-3.5	2.3	6.9	3.1	3.0	-2.5	0.4	2.1
2016	-3.5	1.3	6.7	2.0	4.0	-0.2	1.5	1.4
2017	1.0	1.5	6.9	1.8	4.3	1.5	3.1	2.1

Source: Elaborated from Monetary International Fund (IMF) data.

[1] Note: The G7 is composed by Germany, Canada, The United States, France, Italy, Japan and The United Kingdom.

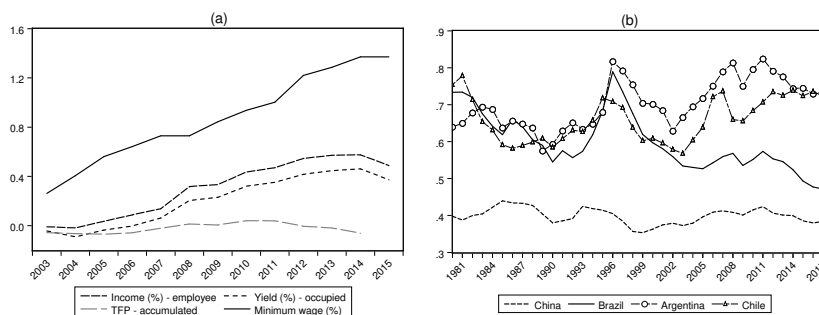
Figure 2: Relationship between both unemployment and real GDP cycle

Source: Elaborated from IBGE and BACEN data.

[1] Note: Logarithmized series, then, trend extracted by means of Hodrick-Prescott filter.

rate reduction was also relevant in the rise of occupied people. In other words, with the rise in the average income above the economy productivity, there was a rise in labor supply.

Figure 3: Average income per employed and occupied, minimum wage, TFP (% a.y) and comparative of the Brazilian TFP against selected countries



Source: Elaborated from IPEADATA, IBGE and PWT (9.0 and 8.1) data.

Despite wage growth, the productivity stagnated in the analyzed period, as one can observe by the TFP behavior, also in the 3 (a). This mismatch between productivity and the fall of unemployment in Brazil suggests that the economy was at full employment, which requires higher real wages in order to attract labor. This scenario becomes even more evident in 2012, when the TFP decreases and yields accelerate, generating a rise in the unitary cost and inflationary pressures. Still in the 3 (b), it is possible to note that Brazilian TFP is situated below the productivity of emerging economies such as Argentina and China.

In short, without productivity gains, any stimulus to aggregate demand is turned into inflationary pressure⁴. Intuitively, it might exist no trade-off between unemployment and the rate of wage inflation, even in the short-run. A decreasing productivity may generate wage-push inflation⁵, invalidating the classical Phillips Curve relationship and, consequently, triggering wrong decisions by policy makers. In this scenario, choosing a mix of monetary and fiscal policies to expand demand can possibly generate a higher inflation without reaching higher levels of employment and GDP as well. This scenario itself highlights the relevance of this research.

3 New-Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC)

In order to investigate the existing relation between wage and unemployment, this paper used the theoretical framework developed by Galí (2011) which is an extension of the standard sticky wage model developed by Erceg et al.

⁴This point is corroborated by Bonelli & Veloso (2014). These authors suggest that to maintain the inflation in the target, it would be necessary a nominal wages rising at 4.5% per year while it grows at 8% per year at full employment.

⁵In order to make this point clear, imagine the counter-factual scenario: productivity grows as fast as real wage rate and, as a result there is no effect in the equilibrium price and on the unemployment level. The net effect is a higher aggregate supply in the economy, with room to aggregate demand stimulus without inflationary pressures.

(2000). Through a New-Keynesian framework and admitting rigidity as proposed by Calvo (1983) in the relations that determine wage, Erceg et al. (2000) derived the wage inflation equation, expressed as follow

$$\pi_t^w = \beta \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^w) - \lambda_w(\mu_t^w - \mu^w) \quad (1)$$

where $\pi_t^w = (w_t - w_{t-1})$ is the wage inflation, μ_t^w is the average wage markup and $\mathbb{E}[\cdot]$ is the expectations operator.

Galí (2011) replaced the wage markup with the unemployment rate by making some assumptions about the household's decisions regarding the labor supply. In short, the representative household aims to maximize its intertemporal utility, which is assumed to be indivisible, over its lifetime horizon, subject to its budget constraint. The household's utility is given in the standard CRRA function, as follows:

$$\mathbb{U}(C_t, N_t) = \log C_t - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (2)$$

where C_t denotes the household consumption level and N_t is the labor supply in t . Under the conditions mentioned above, the optimal labor supply choice in a log-linearized form is given by:

$$w_t - p_t = c_t + \varphi l_t \quad (3)$$

where the lower case letters represent the log-deviation form of the variables. Intuitively, Equation (3) shows that labor supply decisions are based on the level of real wage and disutility of labor supply.

By defining the log-linear form of unemployment rate as $u_t = (n_t - l_t)$, Galí (2011) found the following relationship between wage markup and unemployment rate:

$$\mu^w = \varphi u_t \quad (4)$$

Then, based on (4), the natural rate of unemployment (u^n) – which is defined as the unemployment rate prevailing under flexible wages – is a simple linear function of the wage markup:

$$u^n = \frac{1}{\varphi} \bar{\mu}^w \quad (5)$$

Finally, by replacing Equations (4) and (5) into Equation (1), the basic form of the New-Keynesian Wage Phillips Curve is found:

$$\pi_t^w = \beta \mathbb{E}_t(\pi_{t+1}^w) - \lambda_w \varphi (u_t - u^n) \quad (6)$$

Equation (6) shows that wage inflation is inversely related to unemployment rate as well as the original Phillips Curve which was derived in Phillips (1958) at first. In an alternative specification, Galí (2011) assumes an automatic indexation of price inflation into wage contracts, resulting in the following wage setting rule:

$$w_{t+k|t} = w_{t+k-1|t} = \gamma \bar{\pi}_{t+k-1}^p + (1-\gamma)\pi^p + g \quad (7)$$

where $w_{t+k|t}$ is the logarithm of the wage in the period $t+k$, $\bar{\pi}^p$ is the price inflation used as indexer, π^p is the steady state level of the price inflation and

g is steady state productivity growth rate. Finally, the New-Keynesian Wage Phillips Curve is then given by:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \pi_{t-1}^p + \beta \mathbb{E}_t [\pi_{t+1}^w - \gamma \pi_t^p] - \lambda_w \varphi (u_t - u^n) \quad (8)$$

where $\alpha = (1 - \beta)[(1 - \gamma)\pi^p + g]$ and $\alpha, \beta, \gamma, \varphi$ e λ_w are structural parameters of the model.

Lastly, given that the unemployment rate follows a second-order autoregressive process, AR(2), according to its correlogram (as it can be seen in B.1, available in section Appendix A), it can be formally expressed by:

$$\hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1} + \phi_2 \hat{u}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (9)$$

where $\hat{u}_t \equiv (u_t - u^n)$ is the unemployment deviation relative to its natural unemployment rate and ε is a white noise process. Combining Equation (9) with Equations 7 and 8 yields the wage inflation equation, which is the reduced form of the NKWPC:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \pi_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} \quad (10)$$

where

$$\psi_0 = -\frac{\lambda_w \varphi}{1 - \beta(\phi_1 + \beta \phi_2)}, \quad \psi_1 = -\frac{\lambda_w \varphi \beta \phi_2}{1 - \beta(\phi_1 + \beta \phi_2)}$$

Thus, the specification of Equation (10) in order to be estimated follows a Markov-switching process (to be presented in subsection 4.1), which be represented by:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma_{s(t)} \pi_{t-1}^p + \psi_{0,s(t)} \hat{u}_t + \psi_{1,s(t)} \hat{u}_{t-1} + e_{t,s(t)} \quad (11)$$

in which e_t is the disturbance or error term, the subscript $s(t)$ indicates that the estimated parameter is dependent on the regime observed in moment t . Finally, it is important to point out that the structural parameters: $\gamma_{s(t)}, \psi_{0,s(t)}, \psi_{1,s(t)}$ e $\sigma_{s(t)}$ are time variant, while α does not vary over the time.

4 Econometric Procedures

4.1 Method

In order to achieve the objectives proposed in this paper, we estimated a Markov-switching regression model, developed by Hamilton (1989). The main idea of this model is that when the system is subject to a regime shift, there are different regression models associated to a non-observable variable, $s(t)$, which indicates the prevailing regime in period t .

Let $\{y_t\}$ denote the vector of interest time series and, defining M as the number of regimes, so that $s(t) \in \{1, \dots, M\}$, given the regressors X_t, Z_t and lags of the endogenous variable, the conditional mean of y_t in regime $s(t)$ assumes the following dynamic specification:

$$\mu_t(s(t)) = X_t' \beta_{s(t)} + Z_t' \gamma + \sum_{r=1}^p \phi_{s(t)} y_{t-r} \quad (12)$$

in which $\beta_{s(t)}$, γ and $\phi_{s(t)}$ are the coefficients of the model. Note that both $\beta_{s(t)}$ and $\phi_{s(t)}$ are time variant, while γ is not. Lastly, It is assumed that the regression residuals are normally distributed with variance that could be regime dependent. Thus, the model becomes:

$$y_t = \mu_t(s(t)) + \sigma(s(t))\varepsilon_t \quad (13)$$

where $s(t) \in \{1, \dots, M\}$ and ε_t is independent and identically distributed (i.i.d). Furthermore, the standard deviation can vary according to the realized regime, so that: $\sigma(s(t)) = \sigma_{s(t)}$.

In this context, a special characteristic of Markov-switching models is related to the fact that the non-observed realizations of regime $s(t) \in \{1, 2, \dots, M\}$ are generated by a time discrete, constituting a stochastic process ruled by Markov chains with discrete states. It is assumed that the regime $s(t)$ is generated by a Markov chain:

$$Pr\left(s_t | \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}\right) = Pr(s_t | s_{t-1}; \rho) \quad (14)$$

It is important to point out that, according to Enders (2008), the regime changes are exogenous. Thus, the probability of transition among regimes is expressed by:

$$P_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^m = 1 \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\}. \quad (15)$$

where P_{ij} represents the probability of a shift from regime i to regime j at period $t + 1$. The probability of transition can also be represented in matrix form, considering two regimes we have:

$$T = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (16)$$

where p_{11} denotes the probability of remaining in regime 1 when the system is in this regime, in contrast, $1 - p_{12}$ represents the possibility of switching to regime 2 if the system is in regime 1.

4.2 Data

The inflation series (IPCA and INPC) and the remuneration of employees were extracted from the Brazilian Central Bank (BACEN), on its virtual time series management (SGS) platform. The series used as proxy for the national unemployment rate was obtained from the Ipeadata's virtual platform. The natural unemployment rate (NAIRU) was estimated from the data (procedure explained in detail in subsection 4.3), using the transfer equation, as well as Portugal & Madalozzo (2000) and Oliveira et al. (2016). The data set is expressed in a quarterly basis covering the period between 2000Q1 and 2016Q4. In Table A.1 of Appendix Appendix A a brief description about the variables used in this paper is presented. Furthermore, A.1 exposes their temporal trajectory.

Since the original series are in monthly values, it was necessary to perform an interpolation to transform them into quarterly values. For this, a simple average was calculated for the months corresponding to a quarter⁶. In addi-

⁶Procedure realized by means of software *gretl*.

tion, the X-12 ARIMA method was used to perform the seasonal adjustment, when necessary.

In order to verify the presence or not of a unit root in the time series, the unit root tests of Dickey & Fuller (1979), Phillips & Perron (1988) and Kwiatkowski et al. (1992) were initially used, and afterwards, considering that the presence of a structural break in the data series may result in spurious results in the conventional unit root tests Perron (1990), the structural break unit root tests of Zivot & Andrews (1992), Lee & Strazicich (2003) and Lee & Strazicich (2013) were also performed.

The results of the tests mentioned above are presented in Table B.1 and Table B.2 of Appendix Appendix B. When related to the conventional unit root tests (Table B.1), these pointed to the stability of the price series, however, for both series of unemployment and wage, the results suggested the presence of a unit root in level, being these stationary in first difference. Regarding the unit root tests allowing for structural changes (Table B.2), there are two significant breaks in the series of unemployment (U) and wage (W).

4.3 Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) estimation

The non-accelerating inflation rate of unemployment follows, as methodological approach, an autorregressive transfer equation, according to Enders (2008), because it is a non-observable variable. The articles of Portugal & Madalozzo (2000) and Oliveira et al. (2016) also used this approach to estimate Brazil's NAIRU for different analysis period.

Intuitively, the transfer equation is represented by a dependent variable (y_t), its lagged values (y_{t-1}) and also an independent variable (z_t) in current or lagged values. So, the transfer equation can be represented by:

$$y_t = \alpha + A(L)y_{t-1} + C(L)z_t + B(L)\varepsilon_t \quad (17)$$

in which, y_t and z_t are the dependent and independent variable, respectively, in the period t ; ε_t represents the estimation residuals, also in t ; Lastly, $A(L)$, $C(L)$ e $B(L)$ are the lag polynomials.

It is important to highlight that it is necessary that all time series be stable in order to apply the transfer equation method Enders (2008). As discussed in Appendix Appendix B, the inflation series (INPC) is level stationary while the unemployment has a unit root. To overcome this problem, we chose to use Hodrick-Prescott filter⁷, obtaining then, a stable unemployment data series. Finally, the expected inflation series for $t + 1$ was calculated, as well as in Portugal & Madalozzo (2000) and Oliveira et al. (2016), by means of a ARMA model prediction. In this sense, the most accurate prediction model was an AR(2).

The transfer equation is estimated through a Generalized Method of Moments (GMM) in the following specification:

$$\pi_t - \pi_e = \alpha + A(L)[\pi_t - \pi_e] + C(L)U_t + D_{1t} + D_{2t} + B(L)\varepsilon_t \quad (18)$$

since the tests described above suggest the presence of structural breaks in the data, it was chosen to insert into the Equation (18) two dummies (D_{1t} and

⁷The λ parameter used was the recommended to quarterly data, that is, 1600.

D_{2t}) in the regression with the aim of capturing the effects of these possible structural changes. The first dummy (D_{1t}) starts in 2004.Q1, while the second (D_{2t}), starts in 2015.Q1. However, the estimated residue of the Equation (18) equation may not necessarily be white noise, because inflation is not only determined by the unemployment rate. In this sense, it is necessary to determine the polynomial $B(L)$, related to the residues. At this point, the best representation for the residues is an AR (1) model, so the equation to be estimated assumes the following specification:

Table 3: Results of NAIRU's coefficients estimation

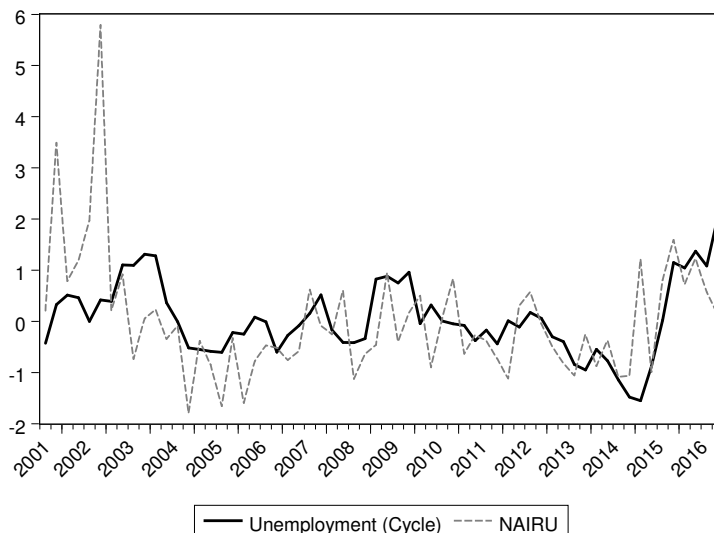
Variable	c	$ \pi_{t-1} - \pi_{t-1} $	$ \pi_{t-2} - \pi_{t-2} $	U_t	U_{t-1}	D_{1t}	D_{2t}	ε_{t-1}
$\pi_t - \pi_e$	0.6302	-2.1013	-0.6335	-0.3218	-0.2390	-0.8603	-0.2245	1.9662
Standard Error	0.1448	0.6110	0.1893	0.0816	0.0960	0.1820	0.1270	0.5624
J-Test (Prob)	0.8704							
rank	19							

Source: Elaborated by the authors.

(*) List of instruments: $y, y(-1), y(-2), y(-3), y(-4), i, i(-1), i(-2), p, p(-1), p(-2), e, e(-1), e(-2), e(-3), w, w(-1), w(-2)$; where, y is the real GDP, w employed remuneration, p is the IPCA, i is the Selic rate and e is the INPC.

It is worth pointing out that according to the over-identification J test, the instruments used are valid, given that it was not possible to reject the null hypothesis of joint validity of the instruments. Thus, admitting that NAIRU is nothing else than the unemployment rate where the current inflation equals the expected inflation, that is, $[\pi_t - \pi_e] = 0$ and solving for $U_t \forall t \in T$, it is possible to obtain the NAIRU rate. 4 presents the estimated NAIRU's trajectory against unemployment rate.

Figure 4: Unemployment rate and NAIRU, 2000.Q1 a 2016.Q4



Source: Elaborated by the authors.

The existing relationship between unemployment, NAIRU and inflation occurs as unemployment falls (rise) below (above) the NAIRU, leading to an acceleration (deceleration) in the inflation rate. In order to empirically test this relationship, it was estimated a simple regression among the variables, represented by:

$$U_t - NAIRU_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

The results of the estimate are expressed in Table 4.

Table 4: Results of the estimation of Equation (19)

$U_t - NAIRU_t$	Coefficient	Standard Error	Prob.
c	1.6522	0.1345	0.0000
π_t	-2.9198	0.2012	0.0000
R² – Adjusted	0.3865		

Source: Elaborated by the authors.

The negative and statistically different from zero coefficient implies that the estimated NAIRU rate is consistent for the Brazilian economy, because the theoretical relation provided by the Phillips curve is confirmed by the regression results through Robust Least Squares (Robust-LS).

5 Results

This section aims to present the estimate results of the New-Keynesian Phillips curve according to the described one in Equation (11) by means of a Markov-switching dynamic regression. The terms adopted in the estimation can be described as follows: as an endogenous variable, it was used the wage growth rate, π_t^w , the inflation series of IPCA was used as an independent variable, π_t^p , as well as the unemployment rate deviation relative to NAIRU (the latter estimated in subsection 4.3), \hat{u}_t . Preceding the dynamic model estimation, it is important to note that the number of Markovian regimes was fixed in two ($M = 2$) due to the number of observations (68 observations) avoiding then problems related to micronumerosity in the data. The results of the estimation are presented in Table 5.

According to the information specified in section 3, the angular coefficient (α) or the term referring to the intercept was defined as time invariant between the possible regimes, furthermore, it was statistically insignificant. The lagged price index (π_{t-1}^p), different from that found in Oliveira & Feijó (2015), was statistically equal to zero for the two regimes, pointing to the non-significance of the inflation rate of the previous period on the current rate of wages growth. In this sense, Campos et al. (2010), through the analysis of the impulse response function of a VAR model, reached the conclusion that there is no mechanism for transferring wage increases to prices in Brazil. This conclusion is motivated by the wage losses with the increase of unemployment, without counterpart in the inflationary process.

Another possible explanation is given by the higher importance of expectations about expected inflation to the detriment of lagged inflation for the Brazilian case. Junior & Lima (2016), throughout a non-causal autoregressive model concluded that the inflationary expectations were the main factor

Table 5: Estimation Results

Coefficient	Regime 1	Regime 2
α	-2.9553 (4.2871)	
$\gamma\pi_{t-1}^p$	6.5885 (6.5000)	12.3123 (11.3341)
$\psi_0\hat{u}_t$	2.8659* (1.2649)	1.9444 (5.0999)
$\psi_1\hat{u}_{t-1}$	3.3375** (1.9825)	-7.7092** (4.3630)
$\hat{\sigma}$	1.9774* (0.3049)	2.7262* (0.1680)
Log Likelihood	-237.3632	

Source: Elaborated by the authors.

[1] Note: Statistically Significant at: * 5.00 %, ** 10.0 %.

of Brazil's price formation process in the period between 1996 and 2014. In the same sense, Oliveira & Feijó (2017) showed through an inverse quantile regression (IQR) the rising importance of the role played by expectations in the inflation process in Brazil, thus achieving one of the main goals of the Inflation Targeting Regime: the price formation anchored in the economic agents' expectations. According to Triches & Feijó (2017), studies in this field of research have showed that the role played by the inflation expectation is relevant in inflation dynamics and the BACEN is reacting to changes in this variable. Thus, in the case inflation expectations is well anchored in inflation targeting or in any other macroeconomic indicator, the lagged inflation tends to present low persistence.

Regarding the variable that represents the unemployment rate deviation from the current natural unemployment level (NAIRU), one can observe that this variable plays a major role in determining wage growth. In the first regime, both the current unemployment deviation (\hat{u}_t) and the lagged deviation (\hat{u}_{t-1}) are significant, however, with signal contrary to the expected. This result suggests that in the periods when regime 1 is observed, the rise in the cyclical unemployment do not cause wage reductions. This behavior for the Phillips curve has already been investigated by Bacha & Lima (2004), this author describes the joint move and positively related both the inflation and idle capacity (unemployment) to moments of adjustments, be it due to either economic or an institutional crisis. In this perspective, it is interesting to note that the regime 1 realization (5) can be associated to turbulent moments (with the exception of the period between 2004 and mid-2007) experienced in the Brazilian economy, such as the confidence crisis⁸ between the years of 2002-2003, as well as subprime crisis⁹ between 2009-2012 and, lastly, the recent

⁸The so-called "crisis of confidence" comes from the fact that 2002 was marked by the election of a left-leaning political president (Luiz Inácio Lula da Silva), which generated a strong crisis of confidence regarding the orientation of policies of the new government, alerting international investors to the possibility of *default* of debt, reestablishment of companies, populist measures, among others.

⁹The subprime crisis triggered in 2008 due to subprime mortgage loans (subprime loan or subprime mortgage), a practice that culminated in several banks in a situation of insolvency, impacting the stock markets around the world .

economic-political crises experienced by Brazil from 2013 to the present day.

A possible explanation for such fact resides in the loss of credibility in financial institutions during crisis periods to control inflation. The work of Mendonça & Santos (2006) emphasizes the importance of monetary policy credibility in the Brazilian Phillips curve prediction in the period after the adoption of the inflation targeting. On the one hand, studies such as Santos (2014) and Sachsida et al. (2009) attributes to unemployment low representability in the Phillips curve for Brazil, the latter paper, e.g, points out for the non-existence of the trade-off between inflation and unemployment in Brazil, not even in the short-run.

Another explanation for the Phillips curve behavior at regime 1 is ruled by the production factors productivity, in this sense, Campos et al. (2010) argues that the productivity advance, instead of raising wage without causing inflation (as suggested by microeconomics), reduces wage and raises unemployment. In this context, the authors argue that the influence of productivity on wage may explain to some extent the reason why when there is a process of wage reduction this is not passed on to the inflationary process, thus, the firms markup fluctuations would absorb wage fluctuations, preventing the Phillips curve mechanism from operating fully in Brazil.

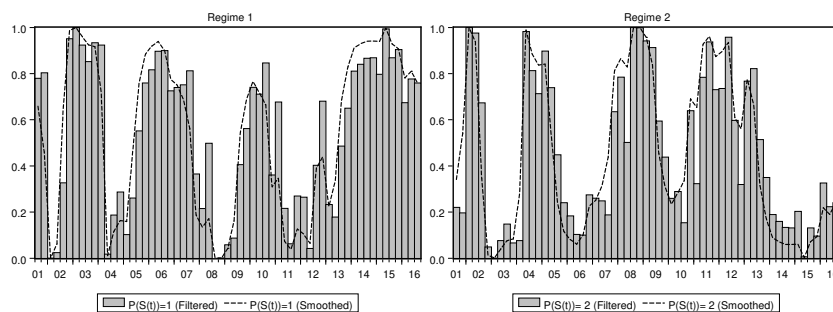
On the one hand, in the second regime, the current cyclical unemployment (\hat{u}_t) lost its statistical significance, while the lagged unemployment (\hat{u}_{t-1}) shows up both a signal reversion and a raise in its coefficient value, which became twice the regime 1. This behavior suggests a delay in wage response due to changes in the unemployment rate as result of a possible degree of rigidity in the relationship between these variables. Furthermore, as mentioned in Donayre & Panovska (2016) slow responses of wage due to changes in unemployment may also be a sign of an asymmetric response in the aftermath of turbulent periods, as it seems to be the case for the regime 2. In this case, where the regime 2 is realized, it is possible to observe that a raise in unemployment causes wage deflation, in the sense of remuneration reduction, which is in consonance with the economic theory proposed in Phillips (1958). This Phillips curve behavior refers to either economic periods of “heating” or “cooling” and in the Brazilian context it is also associated to economic stable moments, as it can be seen in (5).

Lastly, it is possible to observe that the variance is different between regimes, being higher in the regime 2. Together, these facts suggest that the sole responsible for the variability of wage growth, between regimes, is the unemployment rate. In the first regime, the Phillips curve is not validated, that is, there is no trade-off between inflation and unemployment, according to Phillips (1958). Contrary to what was expected, there is a positive relationship between unemployment and wage growth which refers either to economic or institutional unstable periods, according to Bacha & Lima (2004). On the other hand, the second regime is characterized for the existence of the negative relation between unemployment and wage inflation. A possible explanation for the different scenarios in the variance variability between regimes resides in the change of orientation of the institutional apparatus in Brazil, mainly regarding to the abandonment of the “macroeconomic tripod”. Recently, this discussion was stimulated for Pastore et al. (2014) and Nobrega et al. (2020).

The 5 shows both filtered and smoothed models probability. From the graphs, it is possible to observe that there is no distinction among dominant regimes for a long period of time, that is, one may verify an alternation be-

tween regimes.

Figure 5: Probabilities of transition of the model



Source: Elaborated by the authors.

[1] Note: The bars displays the filtered transition probability, while the dashed lines show the smoothed transition probability.

However, a look in the most recent period shows that raise in the unemployment rate may be associated to the prevalence of regime 1, in which the Phillips curve is not validated for the empirical model. As aforementioned, it is important to highlight the realization of regime 1 in turbulent periods for the Brazilian economy, while the regime's 2 prevailing may be associated to stable periods.

Proceeding to the analysis of the dynamic model results, Table 6 presents both the matrix of transition probabilities and the expected duration of the regimes of the model. It is possible to notice that both regimes are iterates, given that there is high persistence for the economy state at any regime. In other words, when the Phillips curve classic hypothesis is not validated (regime 1), the probability of staying in this regime is of 83.48%, while the probability of change for the economy state where the trade-off between unemployment and inflation is validated (regime 2) is of 16.52%.

Table 6: Matrix of Probability of Transition and Expected Duration

Transition	Regime 1	Regime 2
Regime 1	83.48%	16.52%
Regime 2	20.60%	79.40%
Duration	6.0551	4.8558

Source: Elaborated by the authors.

The same reasoning can be applied to the regime 2. Under this scheme, the probability of permanence is 79.40%, while the probability of switching to regime 1 is approximately 20.60%. The third line of Table 6 shows the expected duration of the regimes, for the first regime there is an expected average duration of approximately 6 periods (quarters), while the second regime presents an average expected duration of approximately 5 periods.

6 Concluding Remarks

Motivated by the acceleration observed in the unemployment rate in the last few years, the present research sought to investigate the relationship between inflation in wage and unemployment, as originally proposed by Phillips (1958), in order to identify the possible causes of the reversal in the trend of the unemployment in Brazil. The empirical strategy adopted followed the specification of the Phillips curve proposed by Galí (2011), estimated through the Markov-switching regression model developed by Hamilton (1989).

In relation to the NAIRU rate, as in Oliveira et al. (2016), the estimation was performed through the transfer equation, because it is an unobserved component. Thus, the estimated NAIRU proved to be consistent with economic theory, which was evidenced by the result of the estimation of a simple equation relating the unemployment deviation from the natural rate and the current inflation.

The results of the regression model with Markovian change suggest that the relationship between wage and unemployment occurs in two distinct and well-defined ways. On the one hand, there are periods of non-validation of the relation of Phillips (1958), while on the other hand, this relation is validated. In relation to the transition between states, it is worth emphasizing the importance of the economic cycle on the realization of the different Markovian regimes. This result is in line with other studies using the Markovian model approach, such as Oliveira & Feijó (2015), in which these authors identified different regimes with characteristics similar to those found in the present study, that is, validation periods interspersed with periods of non-validation of the Phillips curve.

The main contribution of this work is the identification of different states of intensity in the interaction between wage and unemployment, which may contribute to policy makers by stimulating the debate about the asymmetries in the response of employment policies to the dynamics of inflation in the Brazilian context.

As a suggestion for future research, it is interesting to note that asymmetries and different regimes in the wage-unemployment relationship deserve a more detailed investigation in a regional context, since it is plausible that there are also asymmetries at the local level, given the heterogeneity in the income dynamics and employment among the states of Brazil, focusing on the characteristic of the productive dynamism of each region. In addition, asymmetries related to the economic cycle, as identified in the present research, may compromise (or boost) local employment policies if carried out at inappropriate times.

Acknowledgement

This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Finance Code 001.

References

Aragon, E. K. D. S. B., De Medeiros, G. B., Portugal, M. S. & Others (2016), *Instabilidades na Curva de Phillips Novo-Keynesiana: Um Estudo Empírico*

para o Brasil, in 'Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]', ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, p. 20.

Bacha, C. J. C. & Lima, R. A. S. (2004). A Curva De Phillips e a Economia Brasileira: Período de 1991 a 2002. *Pesquisa e Debate*, v. 15, n. 25, p. 131–162.

Bonelli, R. & Veloso, F. A. (2014), *Panorama do mercado de trabalho no Brasil*, Editora FGV.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398.

Campos, M. J. C., Lima, R. C. & Campos, L. H. R. (2010). Investigação sobre o relacionamento do Desemprego, dos salários e da inflação no Brasil pós-real. *Economia e Desenvolvimento*, v. 9, p. 109–148.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427, jun. DOI: 10.2307/2286348. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2286348?origin=crossref>.

Donayre, L. & Panovska, I. (2016). Nonlinearities in the U.S. wage Phillips curve. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier Inc., v. 48, p. 19–43, jun. DOI: 10.1016/j.jmacro.2016.01.004. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2016.01.004> <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0164070416000057>.

Enders, W. (2008), *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons.

Erceg, C. J., Henderson, D. W. & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 46, n. 2, p. 281–313.

Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 451–472, jun. DOI: 10.1086/260579. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260579>.

Galí, J. (2011). The Return of the Wage Phillips Curve. *Journal of the European Economic Association*, v. 9, n. 3, p. 436–461. DOI: 10.1111/j.1542-4774.2011.01023.x.

Garton, P. & Others (2008), The resources boom and the two-speed economy, Technical Report 3, Commonwealth of Australia. Department of the Treasury.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357–384.

Junior, R. L. B. & Lima, E. C. R. (2016), Estimativas da Curva de Phillips Novo Keynesiana Para o Brasil: Uma Abordagem Via Autorregressão Não Causal, in 'Anais do XLIV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 44rd Brazilian Economics Meeting]', ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, p. 20.

URL: <https://econpapers.repec.org/RePEc:anp:en2016:42>

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 54, n. 1-3, p. 159–178.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1082–1089.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2013). Minimum LM Unit Root Test With One Structural Break. *Economics Bulletin*, v. 33, p. 2483–2492.
- Mendonça, H. F. & Santos, M. A. L. (2006). Credibilidade da Política Monetária e a Previsão do Trade-off entre Inflação e Desemprego - Uma Aplicação para o Brasil. *Revista Economia*, v. 7, n. 2, p. 293–306.
- Mendonça, M. J. C., Sachsida, A. & Medrano, L. A. T. (2012). Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 475–500, sep. DOI: 10.1590/S1413-80502012000300006. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502012000300006&lng=pt&nrm=iso&tlng=en.
- Nobrega, W. C. L., Maia, S. F. & Besarria, C. N. (2020). Interação entre as políticas fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. *Análise Econômica*, Universidade Federal da Paraíba, v. 38, n. 75, p. 7-36, apr. DOI: 10.22456/2176-5456.71935. Disponível em: <http://tede.biblioteca.ufpb.br/handle/tede/8684> <https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/71935>.
- Oliveira, L. D. & Feijó, F. T. (2015), Curva de Phillips com mudança de regime markoviano: Uma análise da economia brasileira para o período de 1995-2014, in 'Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]', ANPEC- Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia., p. 25.
- Oliveira, L. D. & Feijó, F. T. (2017), Expectativas Passadas ou Futuras? Uma Análise do Processo Inflacionário Brasileiro Recente a partir da Regressão Quantílica Inversa, Technical report, ANPEC- Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia., Natal-RN.
- Oliveira, L., Portugal, M. S. & Abrita, M. B. (2016). Taxa de Desemprego Não Aceleradora da Inflação: Uma estimação da NAIRU para a economia brasileira no período de 2000 até 2013. *Nova Economia*, v. 26, n. 2, p. 491–513, aug. DOI: 10.1590/0103-6351/2585. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-63512016000200491&lng=pt&tlng=pt.
- Pastore, A., Gazzano, M. & Pinotti, M. (2014), *Inflação e Crises: O Papel da Moeda.*, 1 edn, Elsevier Brasil.
- Perron, P. (1990). Testing With a Root Mean in a Time Series Changing. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 8, n. 2, p. 153–162.

Phillips, A. W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861?1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283–299, nov. DOI: 10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x>.

Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335–346. DOI: 10.1093/biomet/75.2.335.

Portugal, M. S. & Madalozzo, R. C. (2000). Um modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de economia política (São Paulo)*, v. 20, n. 4, p. 26–47.

Sachsida, A., Ribeiro, M. & dos Santos, C. H. (2009), A curva de Phillips e a experiência brasileira, in 'Texto para Discussão, No. 1429', Institute of Applied Economic Research (IPEA), Brasília, p. 40.

URL: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2567>

Santos, F. S. D. (2014), Ascensão e Queda do Desemprego no Brasil: 1998-2012, in 'Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41rd Brazilian Economics Meeting]', ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, p. 20.

URL: <https://econpapers.repec.org/RePEc:anp:en2013:232>

Schwartzman, F. F. (2006). Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 10, n. 1, p. 137–155.

Triches, D. & Feijó, F. T. (2017). An estimation of the hybrid Phillips curve for Brazil in the inflation targeting regime. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 1, p. 29, apr. DOI: 10.11606/1413-8050/ea150953. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/135130>.

Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251–270. DOI: 10.1198/073500102753410372.

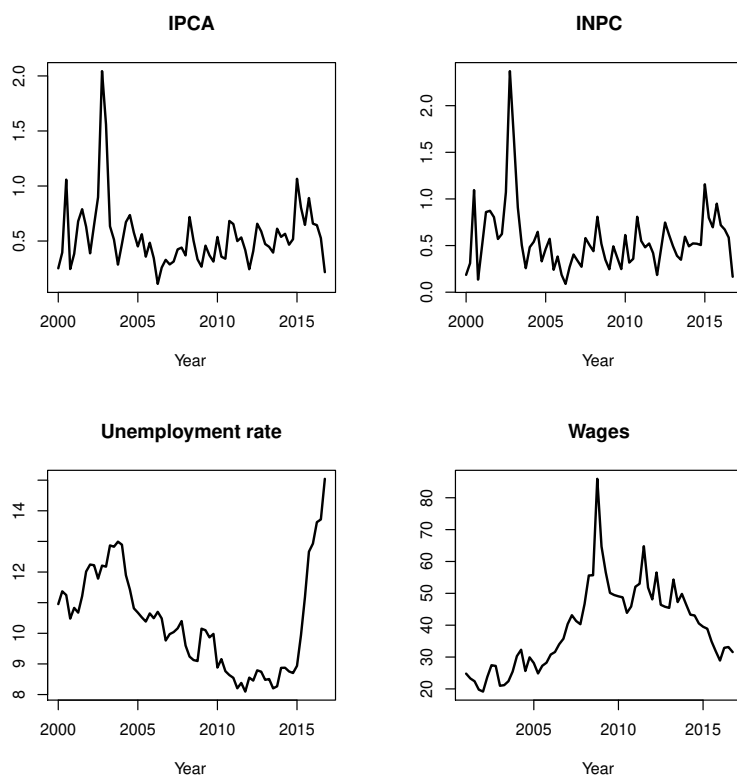
Appendix A - Time series

Table A.1: Description of the variables

Serie	Variable	Source	Code (SGS)
National Price Index to the Broad Consumer (IPCA)	Inflation	IBGE	433
National Price Index to the Consumer (INPC)	Inflation	IBGE	188
Unemployment Rate in the Metropolitan Region of Sao Paulo	Unemployment	Seade/PED	-
Remuneration of Employees (Revenue)	Wages	BCB-Depec	22804

Source: Elaborated by the authors.

Figure A.1: Temporal trajectory of the variables

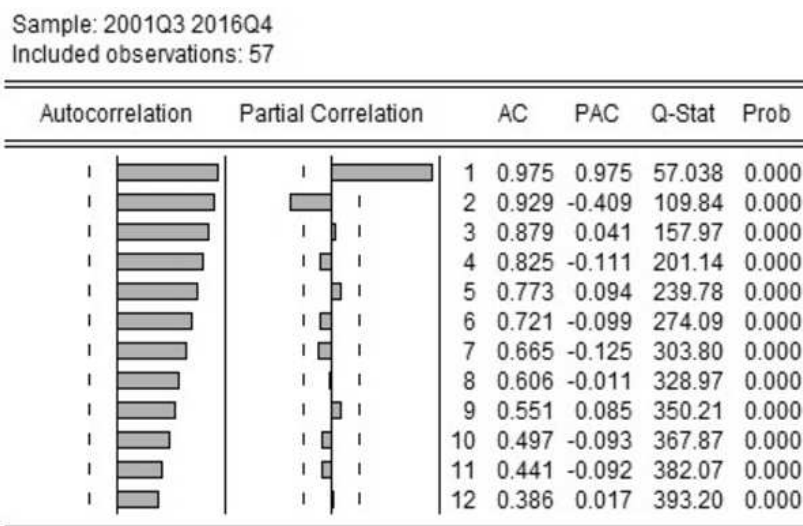


Source: Elaborated by the authors.

[1] Note: Elaborated in the software R-Studio.

Appendix B - Econometric tests

Figure B.1: Unemployment correlogram



Source: Elaborated by the authors.

[1] Note: Elaborated in the *software Eviews*.

Table B.1: Conventional unit root tests

Variable	t-value ADF	Critical Value ADF	t-value PP	Critical Value PP	t-value KPSS	Critical Value KPSS
IPCA	-4.737	-3.45	-4.453	-3.477	0.112	0.146
Δ IPCA	-8.273	-3.45	-10.899	-3.478	0.09	0.146
INPC	-4.382	-3.45	-4.462	-3.477	0.104	0.146
Δ INPC	-8.150	-3.45	-11.117	-3.478	0.085	0.146
U	1.066	-3.45	0.899	-3.477	0.139	0.146
Δ U	-3.734	-3.45	-6.610	-3.478	0.157	0.146
W	-1.442	-3.45	-1.862	-3.481	0.163	0.146
Δ W	-6.381	-3.45	-9.854	-3.484	0.121	0.146

Source: Elaborated by the authors.

[1] Note: Elaborated in the *software R-Studio*.

Table B.2: Structural break unit root tests

Variable	Zivot-Andrews		Lee-Strazicich (2013)		Lee-Strazicich (2003)	
	ZA	Break	LM (1 break)	Break	LM (2 breaks)	Breaks
INPC	-4.59722	2003Q2	-5.2882	2003Q3	-6.8753	D_{1t} :2003Q1 D_{2t} : 2015Q1
IPCA	-4.50609	2003Q3	-5.1368	2003Q3	-6.0489	D_{1t} :2003Q2 D_{2t} : 2014Q3
U	-1.72625	2014Q3	-2.2802	2013Q3	-4.3904	D_{1t} :2004Q1 D_{2t} : 2014Q2
W	-2.80673	2006Q4	-5.1146	2008Q1	-5.6853	D_{1t} :2007Q3 D_{2t} : 2009Q1

Source: Elaborated by the authors.

[1] Zivot & Andrews (1992) test: Model with intercept and trend - critical t (1%=-5.57, 5%=-5.08, 10%=-4.82).

[2] Lee & Strazicich (2003) and Lee & Strazicich (2013) unit root tests were performed in the *software* RATS.

[3] Lee & Strazicich (2003) and Lee & Strazicich (2013) tests: Model C: with intercept and trend - critical t (1%=-5.05/-5.11, 5%=-4.45/-4.51, 10%=-4.17/-4.21).

AVALIAÇÃO COMPARATIVA DOS SISTEMAS DE SAÚDE DO BRASIL E DE PAÍSES DA AMÉRICA LATINA, DO CARIBE E DA OCDE COM O USO DE FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS

ALEXANDRE MARINHO *
SIMONE DE SOUZA CARDOSO †
VIVIAN VICENTE DE ALMEIDA ‡

Resumo

Avaliamos a eficiência técnica na provisão de serviços de saúde no Brasil, comparado com os países da América Latina, do Caribe e da OECD. Estimamos um modelo econométrico em que outputs, entre os quais esperança de vida ao nascer; e índice de sobrevivência infantil, e uma variável de dispêndio, o gasto em saúde per capita, são utilizados para avaliar os serviços de saúde dos países. Foi utilizada a metodologia conhecida com Análise de Fronteiras Estocásticas (*Stochastic Frontier Analysis - SFA*). Nosso país apresenta indicadores de saúde desfavoráveis em relação aos países da amostra, e escores de eficiência muito baixos. Entretanto, em termos de posição no ranking de eficiência técnica relativa, o desempenho do Brasil é razoavelmente aceitável.

Palavras-chave: sistemas de saúde comparados, fronteiras estocásticas de eficiência, OECD.

Abstract

We evaluated the efficiency of expenditure in health care provision by comparing output measures (life expectancy; infant survival rate) from the health system of Brazil, Latin American, Caribbean and OECD countries with an expenditure measure (health expenditure per capita). We estimated the efficiency frontier and country rankings by using Stochastic Frontier Analysis (SFA). The Brazilian health indicators are not acceptable, and the efficiency scores are very low but, by another side, our results provide some evidence that Brazil holds a relatively acceptable position in the technical efficiency ranking.

Keywords: compared health systems, stochastic frontier analysis, OECD.

JEL classification: C61, D24, D61, H51, I12, I18.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea171104>

* Técnico de Planejamento e Pesquisa do IPEA. Professor da FCE-UERJ. E-mail: alexandre.marinho@ipea.gov.br

† Doutora em Saúde Coletiva. Formada no Instituto de Medicina Social - IMS. Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ.

‡ Professora de Economia do Ibmec.

1 Introdução

De acordo com a Organização Mundial de Saúde – OMS, entre as destinações que definem um sistema de saúde encontram-se: melhorar e proteger a saúde das pessoas; promover a equidade no financiamento da atenção à saúde; atender às esperanças da população no que se refere às condições de atendimento; e reduzir as desigualdades (OMS - Organização Mundial da Saúde (2000)). A OMS (*ibid.*) utilizou a Análise de Fronteiras Estocásticas de Eficiência (*Stochastic Frontier Analysis- SFA*) para avaliar a eficiência dos sistemas de saúde dos países. Esse tipo de avaliação é uma tarefa importante para governos, gestores, pesquisadores e usuários dos sistemas de saúde. No Brasil, a eficiência na administração pública direta e indireta de qualquer dos Poderes da União, dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, é imperativo constitucional, de acordo com o artigo 37 de nossa Carta Magna (Brasil. Constituição da República Federativa do Brasil 2006).

Um ponto bastante importante nesse escopo é a necessidade e a possibilidade de ganhos significativos de eficiência, qualquer que seja o modelo do sistema de saúde dos países. Conforme afirma o Departamento Econômico da OECD (OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico 2010): *“There is no health care system that performs systematically better in delivering cost-effective health care. It may thus be less the type of system that matters but rather how it is managed. Both market-based and more centralised command-and-control systems show strengths and weaknesses”*¹. Ainda, de acordo com OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2010), na presença de desempenhos eficientes, seria possível, em seus países membros, em média, um ganho de dois anos de esperança de vida ao nascer, e uma economia de gastos públicos da ordem de 2% do PIB. Por outro lado, sem melhoria da eficiência, um aumento de 10% nos gastos em saúde elevaria a esperança de vida ao nascer em apenas dois ou três meses.

No presente trabalho, realizamos avaliações de eficiência que procuram inferir, em que medida, os sistemas de saúde dos países seriam eficientes, no sentido de minimizar os gastos per capita, comparando os sistemas de saúde do Brasil e dos países da América Latina, do Caribe e da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico - OECD. Estimamos a magnitude em que variáveis tais como: esperança de vida ao nascer para homens; esperança de vida ao nascer para mulheres; mortalidade infantil (ou o complemento dessa medida: o índice de sobrevivência infantil); podem servir de reflexo para um serviço de saúde eficiente *vis-à-vis* a magnitude do gasto per capita com saúde nos países analisados.

O estudo é baseado na metodologia conhecida como Análise de Fronteiras Estocásticas (*Stochastic Frontier Analysis - SFA*). As fronteiras estocásticas foram desenvolvidas, de modo simultâneo, em Aigner et al. (1977), Battese & Corra (1977), e Meeusen & Van Den Broeck (1977). Existem modelos que priorizam a maximização da produção, dados os custos. No presente trabalho, os modelos utilizados de SFA, por razões de conveniência metodológica, que veremos mais adiante, seguem o método de minimização de custos, dados os produtos.

¹Retirado da Nota Técnica do Departamento Econômico da OCDE, nº 2, intitulado *Health care systems: getting more value for Money*, página 3. Data de acesso: 29072015.

Com o objetivo de tirar proveito de nova base de dados agora disponível, utilizamos um painel de dados que abrange os anos de 2005 a 2010.

A fronteira de produção tem forma $Y = f(X, \beta) + V - U$. O modelo econométrico que costuma ser estimado para dados em painel é: $Y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + V_{it} - U_{it}$. O termo $U_{it} \geq 0$, que será subtraído do produto, mede a ineficiência produtiva, podendo apresentar distribuição *half-normal*, normal truncada, exponencial, gama ou outra julgada conveniente. O termo V_{it} , com sinal livre, representa os choques idiossincráticos, assumindo usualmente distribuição normal. Os termos U_{it} e V_{it} são independentes.

Uma fronteira de custos apresenta os custos como função do nível de produção e dos preços dos fatores de produção e tem a forma geral $C = C(Y, W, \beta, \mu) + V + U$. Nesse caso, o modelo econométrico usualmente estimado em painel tem a forma $C_{it} = \beta_0 + \beta W_{it} + \mu Y_{it} + V_{it} + U_{it}$. Agora, o termo $U_{it} \geq 0$, que será somado aos custos, mede a ineficiência de custos. As demais propriedades dos termos U_{it} e V_{it} são as mesmas da função de produção.

Adicionalmente, com o intuito de explicar as possíveis fontes de ineficiência, conforme a proposição de Battese & Coelli (1995), o termo de ineficiência é objeto de regressão. Nessa regressão, que é estimada simultaneamente com o modelo de estimativa de eficiência, as variáveis “Ano”; “Densidade Demográfica” e “Índice de Desenvolvimento Humano – IDH” são as variáveis explicativas. Se todos os coeficientes das variáveis explicativas da eficiência técnica fossem iguais a zero, o que, como veremos, não ocorre no presente texto, voltaríamos ao modelo original de Aigner et al. (1977), Battese & Corra (1977), e Meeusen & Van Den Broeck (1977).

As SFAs têm sido objeto de vasta aplicação na avaliação de serviços de saúde no exterior (e. g. Vitaliano & Toren (1994); Evans et al. (2000); OMS - Organização Mundial da Saúde (2000); Jacobs et al. (2006); Estache et al. (2007); Ogloblin (2011); Aremo & Olanubi (2016)); Berenguer et al. (2016). Entretanto, tal metodologia ainda tem uso restrito no setor saúde no Brasil. Em nosso país, a SFA já foi aplicada no setor de saúde em Silveira (2004), que avaliou uma amostra de 108 hospitais do Sistema Único de Saúde – SUS, no estado do Mato Grosso; por Souza & Rocha (2010), para avaliar a eficiência de hospitais em municípios do estado de São Paulo; por Marinho et alii (op. cit.), para estimar uma fronteira de custos em um painel de países entre os anos de 2004 e 2006; e por Nishijima & Biasoto Junior (2013), para obter fronteiras de produção em um painel de países, entre os anos de 1999 e 2006.

Os países analisados foram: Alemanha; Antígua e Barbuda; Argentina; Austrália; Áustria; Bahamas; Barbados; Bélgica; Belize; Bolívia; Brasil; Canadá; Chile; Colômbia; Costa Rica; Cuba; Dinamarca; El Salvador; Equador; Espanha; Estados Unidos; Finlândia; França; Granada; Grécia; Guatemala; Guiana; Haiti; Holanda; Honduras; Hungria; Irlanda; Islândia; Itália; Jamaica; Japão; Luxemburgo; México; Nicarágua; Noruega; Nova Zelândia; Panamá; Paraguai; Peru; Polônia; Portugal; Reino Unido; República Checa; República Democrática Popular da Coreia; República Dominicana; República Eslovaca; St. Kitts e Nevis; Saint Lucia; Suécia; Suíça; Suriname; Trinidad e Tobago; Turquia; Uruguai e Venezuela.

2 A seleção de variáveis e o modelo utilizado

Em virtude da disponibilidade de dados, o período estudado vai do ano de 2005 ao ano de 2010. As fontes de dados para a geração dos indicadores deste estudo foram o Banco Mundial (*World Bank. World Development Indicator (WDI) & Global Development Finance (GDF)*)², o *National Geographic Society*³ e o *United Nations Development Programme*⁴.

A lista de variáveis efetivamente utilizadas foram escolhidas de modo a compatibilizar o nosso trabalho com a literatura de caráter epidemiológico e de saúde pública (e. g. Dever (1998), OMS - Organização Mundial da Saúde (2000), Rouquayrol & Almeida Filho (2001)) e de economia da saúde (e. g. Barros (2005), Santerre & Neun (2000), Zweifel & Breyer (1997)). Inicialmente, as variáveis utilizadas foram: despesas com saúde – público e privado – per capita em US\$PPP (paridade de poder de compra em valores do ano de 2005); esperança de vida ao nascer do sexo feminino (em anos); esperança de vida ao nascer do sexo masculino (em anos); taxa de mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos); tamanho da população; índice de sobrevivência infantil, área territorial (Km²); densidade demográfica (Habitantes/Km²); e o índice de desenvolvimento humano (IDH). Entretanto, tal quantidade de variáveis inviabilizaria o modelo, pela presença de forte correlação entre algumas delas. Após a aplicação de procedimentos estatísticos específicos nos modelos intermediários, que descreveremos a seguir, algumas dessas variáveis foram eliminadas e nem todas elas foram utilizadas no modelo final. Para selecionar as variáveis do modelo final entre as diversas variáveis candidatas, utilizamos o critério de informação de Akaike inclusivo – AIC. O AIC é uma estimativa do logaritmo da verossimilhança (medida estatística de ajuste dos modelos aos dados) negativa dos modelos, ponderada para o número de parâmetros estimados. Consequentemente, o modelo com menor valor de AIC é o mais apropriado, sendo que:

$$AIC = -2\log(L)/n + (2K/n)$$

onde:

L = máxima verossimilhança;

K = número de parâmetros do modelo;

n = número de observações.

Quando o ajuste é bom o modelo explica boa parte da variação total e, conseqüentemente, o valor do coeficiente de determinação R^2 é próximo da unidade. Para mais detalhes sobre o método AIC, ver Maddala (2001), especialmente o capítulo 12. Após a aplicação do AIC, escolhemos variáveis explicativas do modelo a Esperança de Vida ao Nascer para Mulheres; e o Índice de Sobrevivência Infantil.

A utilização de uma função do tipo *time-varying translog* (Schmidt 1988) foi considerada. Também consideramos, conforme aplicado em Nishijima e Biasoto Junior (*op. cit.*) uma forma funcional flexível de Fourier (para mais detalhes ver Berger & Mester (1997)). Ambos são modelos que demandam

²Fonte: <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do>

³Fonte: <http://www3.nationalgeographic.com/places/countries/>

⁴Fonte: <http://hdrstats.undp.org/en/tables/>

grandes amostras. Idealmente, além dos dispêndios e dos produtos, deveríamos incluir os preços dos insumos no modelo. Entretanto, tais preços não estão disponíveis, pois preços consistentes são de difícil obtenção em uma amostra de diversos países, que utilizam vários insumos que não são comercializados em mercado. Um óbice adicional é que a quantidade de observações de que dispomos é pequena para tais especificações (332 observações). Também ocorreram os já citados problemas de correlação entre os *outputs*, e a elasticidade de substituição entre os *outputs* utilizados não era de interesse primordial. Então, após várias tentativas e problemas de convergência, adotamos a especificação parcimoniosa do tipo *time-invariant Cobb-Douglas*. Como é usual em modelos econométricos, para reduzir problemas de heteroscedasticidade, para permitir a leitura direta das elasticidades e para facilitar a convergência dos modelos, foram aplicados logaritmos naturais em todas as variáveis.

Para possibilitar o uso nos modelos de custos que utilizamos, modificamos as variáveis de resultados que os sistemas de saúde tentam reduzir, como Mortalidade Infantil e Anos de Vida Perdidos, conforme explicamos a seguir. No caso da variável Mortalidade Infantil foi calculada uma variável complementar ao indicador; o Índice de Sobrevivência Infantil, que os sistemas de saúde buscariam, *ceteris paribus*, aumentar. Mais especificamente, procurouse estimar, de um total de 1000 crianças nascidas, quantas conseguem sobreviver 12 meses após o nascimento. O cálculo, conforme Afonso & Aubyn (2005), foi feito da seguinte forma:

$$ISR = \frac{1000 - IMR}{IMR}$$

em que, IMR: Índice de Mortalidade Infantil (*Infant Mortality Rate*).

Conforme ressaltam Afonso e Miguel St. Aubyn, *op. cit.*, esse indicador aumenta com a melhoria das condições de saúde. Além disso, ele reflete uma razão entre a taxa de crianças que sobreviveram até um ano de idade e a taxa de crianças que morreram antes de completar essa idade⁵. A discussão detalhada da construção e das características de tais variáveis encontra-se em Marinho et al. (2012).

O modelo final utilizado foi um Cobb-Douglas com ineficiência não variável no tempo (*time-invariant Cobb-Douglas model*)⁶:

$$\ln(C_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(X_{1it}) + \beta_2 \ln(X_{2it}) + V_{it} + U_i$$

onde:

U_i é uma perturbação não negativa, normal truncada, e iid. $U_i \sim N + (\mu, \sigma_\mu^2)$;

V_{it} é normal e iid. $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$;

C_{it} = logaritmo natural do gasto com saúde per capita (US\$ PPP);

⁵Seja a quantidade de sobreviventes a cada 1000 crianças nascidas vivas $ISR^* = 1000 - IMR$. O indicador $ISR = \frac{1000 - IMR}{IMR} = \frac{ISR^*}{IMR}$.

⁶A estimativa da matriz de variância-covariância é calculada utilizando o inverso da matriz Hessiana (matriz das segundas derivadas parciais). O software utilizado foi o STATAm 9.0, Statistics/Data Analysis da Stata Corp que maximiza a função de máxima verossimilhança logarítmica com o uso do método de Newton-Raphson.

X_{1it} = logaritmo natural da Esperança de Vida ao nascer para mulheres;

X_{2it} = logaritmo natural do Índice de Sobrevivência Infantil.

3 Apresentação e discussão dos resultados

Na Tabela 1, a seguir, vemos que o gasto per capita médio em saúde do Brasil no período (US\$PPP 811,000) está abaixo da média da amostra (US\$PPP 1.853,467). Na mesma Tabela 1, podemos observar que os nossos indicadores sanitários também são piores do que a média amostral. Por exemplo, a esperança de vida ao nascer no Brasil era de 68,714 anos, enquanto a média na amostra era de 75,791 anos. A taxa de mortalidade infantil no Brasil era de, aproximadamente, 21 por cada 1.000 nascidos vivos, e na amostra observamos, aproximadamente, 13 mortos por cada 1.000 nascidos vivos.

O Brasil é um país de grandes dimensões territoriais e populacionais, quando comparado com a média amostral. Entretanto, a discrepância entre o Brasil e a média amostral é muito maior no tamanho do território - de tamanho continental - do que na população. Como consequência, a densidade demográfica do Brasil (22,185 habitantes por km²) é bem menor do que a média da amostra (133,005 habitantes por km²). Uma baixa densidade demográfica poderia, em princípio, ajudar a conter a disseminação de doenças infectocontagiosas, o que poderia ajudar a eficiência do gasto em saúde. Entretanto, as dimensões territoriais continentais causam uma necessidade de dispersar os serviços por grandes extensões de território. Essa dispersão, eventualmente, anula potenciais economias de escala derivadas do grande tamanho populacional. E, por outro lado, a densidade demográfica, no Brasil, varia muito dentro do país. Há áreas densamente povoadas, principalmente no sudeste do país. Mas também existem áreas com escassa população habitando vastos territórios, o que ocorre principalmente na região norte do Brasil. Note-se que, na Tabela 1, o desvio-padrão da densidade demográfica do Brasil é calculado entre anos, e não entre estados ou regiões e, por isso, tem um valor pequeno na tabela. Complexidades envolvendo a área territorial, o tamanho da população e a densidade demográfica também podem ser observados em outros países. Então, a densidade demográfica é um fator cujo impacto sobre a eficiência pode ser considerável, mas com cujo sinal é difícil de prever e que, como veremos na Tabela 2, não será estatisticamente significativo em nosso modelo.

A seguir, na Tabela 2 e nas linhas subsequentes, apresentamos e discutimos os principais resultados que obtivemos.

No modelo econométrico de fronteira de custos, a variância $\hat{\gamma}$ assume valor unitário (1,000), o que indica que os efeitos de ineficiência são fortemente significativos na análise dos custos em saúde. O teste de razão de verossimilhança generalizado mostra que a hipótese nula de que os efeitos de ineficiência da fronteira estão ausentes no modelo é fortemente rejeitada.

O Gasto com Saúde per capita está, conforme esperado, positivamente relacionado com a Esperança de Vida ao Nascer das Mulheres. Saúde é um bem normal, e viver mais custa mais caro. A elasticidade é alta. Para cada 1% de aumento na esperança de vida é estimado um aumento de 2,373% no gasto per capita. De modo complementar, o índice de sobrevivência infantil não é estatisticamente significativo, o que corrobora, em boa medida, os resultados encontrados na literatura, que indicam que o investimento em saúde infantil, em termos mais gerais, prescinde de um elevado gasto com saúde. Por

Tabela 1: Estatística descritiva de indicadores selecionados (América Latina, Caribe, OCDE com Brasil incluído; e Brasil)

Variáveis		Observações	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.	95% Interval. Conf.	
							Inf.	Sup.
Despesas com saúde per capita, PPP (constante Internacional 2005 \$)	overall	N=420	1.853,467	1.654,492	45,000	8.362,000	1.694,779	2.012,155
	between	n=60		1.642,040	60,143	7.246,000		
	within	T=7		282,239	518,467	2.969,467		
(Brasil)			811,000	148,715	576,000	1.028,000	673,462	948,538
Esperança de vida ao nascer do sexo feminino (anos)	overall	N=406	78,697	4,541	61,000	86,000	78,254	79,140
	between	n=58		4,545	61,857	85,857		
	within	T=7		0,524	77,126	80,126		
(Brasil)			75,857	0,690	75,000	77,000	75,219	76,495
Esperança de vida ao nascer do sexo masculino (anos)	overall	N=406	73,101	4,753	58,000	80,000	72,637	73,565
	between	n=58		4,752	59,571	79,429		
	within	T=7		0,584	71,530	74,530		
(Brasil)			68,714	0,756	68,000	70,000	68,015	69,413
Esperança de vida ao nascer (anos)	overall	N=406	75,791	4,581	59,000	83,000	75,344	76,238
	between	n=58		4,581	60,571	82,571		
	within	T=7		0,560	74,219	77,505		
(Brasil)			72,143	0,690	71,000	73,000	71,505	72,781

Tabela 1: Estatística descritiva de indicadores selecionados (América Latina, Caribe, OCDE com Brasil incluído; e Brasil) (continuação)

Variáveis		Observações	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.	95% Interval. Conf.	
							Inf.	Sup.
Taxa de mortalidade infantil (por 1.000 nascidos vivos)	overall	N=427	13,012	11,618	2,000	70,000	11,907	14,117
	between	n=61		11,619	2,000	64,857		
	within	T=7		1,378	7,155	18,583		
<i>(Brasil)</i>			20,857	2,795	17,000	25,000	18,273	23,442
Total da população	overall	N=427	26.500.000	49.400.000	48.543	309.000.000	21.800.000	31.200.000
	between	n=61		49.700.000	50.405	301.000.000		
	within	T=7		1.030.208	18.100.000	34.700.000		
<i>(Brasil)</i>			190.000.000	3.963.022	184.000.000	195.000.000	186.000.000	193.000.000
PIB per capita PPP (constante Internacional 2005 \$)	overall	N=410	20.038,480	14.022,860	996,000	74.114,000	18.677,100	21.399,860
	between	n=59		14.059,750	1.033,286	69.870,860		
	within	T=7		968,250	15.967,620	24.281,620		
<i>(Brasil)</i>			9.125,571	620,126	8.344,000	10.056,000	8552,051	9699,092

Tabela 1: Estatística descritiva de indicadores selecionados (América Latina, Caribe, OCDE com Brasil incluído; e Brasil) (continuação)

Variáveis		Observações	Média	Desvio-Padrão	Min.	Max.	95% Interval. Conf.	
							Inf.	Sup.
Índice de Sobrevivência Infantil	overall	N=427	152,977	119,584	13,286	499,000	141,602	164,351
	between	n=61		117,844	14,472	499,000		
	within	T=7		24,668	81,548	295,834		
(Brasil)			47,705	6,656	39,000	57,824	41,548	53,861
Área Territorial (Km ²)	overall	N=427	835.786,800	2.212.716,000	269,000	9.984.670,000	625.314,300	1.046.259,000
	between	n=61		2.228.465,000	269,000	9.984.670,000		
	within	T=7		0,000	835.786,800	835.786,800		
(Brasil)			8.547.403,000	0,000	8.547.403,000	8.547.403,000	8547403,000	8547403,000
Densidade Demográfica (Habitantes/Km ²)	overall	N=427	133,004	131,631	2,617	637,209	120,483	145,525
	between	n=61		132,528	2,750	631,914		
	within	T=7		3,247	110,606	154,904		
(Brasil)			22,185	0,464	21,512	22,808	21,756	22,614

Tabela 2: Fronteira Estocástica: resultados econométricos

Número de observações cross-sections = 57.

Número de períodos do tempo = 6.

Total de observações = 332.

Gasto com saúde per capita				
	Estimativa	Erro-Padrão	Z	P-valor
Intercepto	-172,580	41,310	-4,178	0,000
log(Esperança de vida ao nascer para mulheres)	2,373	0,890	2,665	0,008
log(Índice de sobrevivência Infantil)	-0,031	0,059	-0,531	0,595
Ano	0,083	0,021	4,026	0,000
Modelo de Ineficiência				
Intercepto	65,692	18,596	3,533	0,000
Ano	-0,035	0,009	-3,803	0,000
Densidade Demográfica (habitantes/Km ²)	0,000	0,000	0,752	0,452
Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)	8,818	0,430	20,492	0,000
$\hat{\sigma}_\xi^2$	0,117	0,009	13,500	0,000
$\hat{\gamma}$	1,000	0,000	83.076,328	0,000
AIC	230,491			
log (likelihood): -105,245				
Teste de hipótese dos parâmetros do modelo de ineficiência				
Hipótese nula	log (Likelihood)	Estatística de teste	P-valor	
H ₀ : Os efeitos de ineficiência da fronteira estão ausentes no modelo (modelo OLS)	-246,32	282,15	0,000	

exemplo, se para a idade adulta e o sucessivo envelhecimento há demandas por investimentos monetários cada vez mais elevados para a manutenção do estado de saúde, para os cuidados com a primeira infância, período ao qual o indicador está referenciado, os custos monetários são significativamente mais baixos, cabendo à alimentação, vacinação e cuidados básicos grande parte dos fatores de sobrevivência infantil (Almeida 2011).

Por outro lado, a ineficiência dos países aumenta à medida que o Índice de Desenvolvimento Humano – IDH aumenta. Resultado similar, comum na literatura, também foi obtido e comentado em Marinho et al. (2012) e em Nishijima & Biasoto Junior (2013), e deve-se aos retornos positivos, mas decrescentes, dos gastos em saúde. Ver, para uma discussão conceitual a esse respeito, Barros (2005), particularmente o Capítulo 4; Santerre & Neun (2000), notadamente o Capítulo 4; e Zweifel & Breyer (1997), especialmente o Capítulo 1. Quanto mais desenvolvido um país, menor será o efeito que uma unidade adicional de gasto per capita produz na saúde da população, que já desfruta de elevado padrão sanitário, com esperança de vida ao nascer muito alta, em relação aos países menos desenvolvidos da amostra. Se o objetivo é aumentar bem-estar social e promover o desenvolvimento humano, investir em saúde é uma excelente oportunidade para os países ainda em processo de desenvolvimento, como o Brasil.

Como já comentamos, a densidade demográfica é um fator de influência complexa sobre a eficiência. Na Tabela 2, vimos que essa variável não é estatisticamente significativa no modelo.

Na Tabela 3 abaixo, vemos que o desempenho do Brasil, em termos ranking de eficiência média no período estudado, não é muito ruim, ocupando a 23ª posição no ranking geral, com eficiência média igual a 0,106. Ou seja, em termos relativos, o nosso país não está muito mal na amostra e o desempenho é crescente ao longo do período estudado (ver Gráfico 1). Entretanto, o valor do escore médio do Brasil é muito baixo, se considerarmos o valor teórico máximo, que é igual à unidade (1,000) e se observarmos o valor máximo na amostra, que é igual a 0,932, obtido pelo Haiti. Os indicadores gerais de saúde no Brasil não são muito bons, e há muito para ser feito, de modo que a situação do nosso país não é confortável. Esses resultados preocupantes estão de acordo com os obtidos em Nishijima & Biasoto Junior (2013), em seus modelos de fronteiras de produção em saúde.

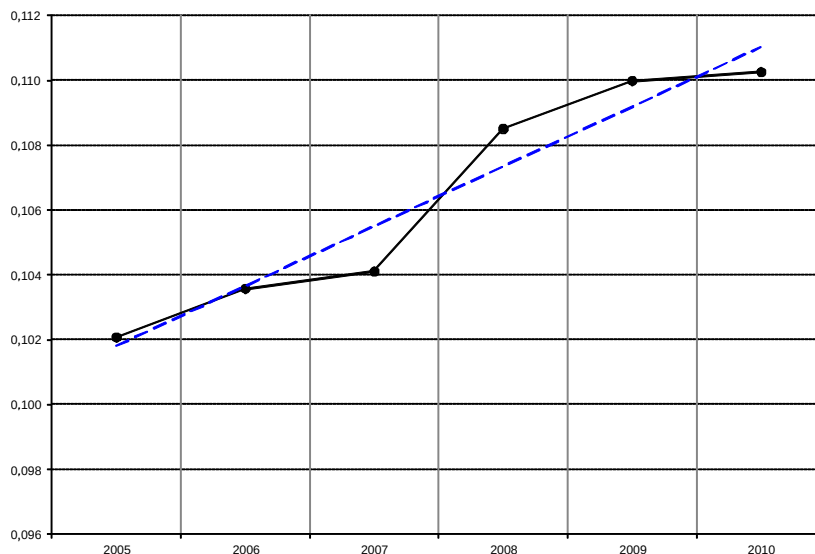
O Haiti, que é um país muito pobre e com graves problemas sociais e sanitários, tem um bom escore de eficiência relativa na amostra o que, de modo algum, deve ser interpretado como um atestado de bom funcionamento do seu combatido sistema de saúde. Eficiência não significa efetividade, pois este último conceito está relacionado com a consecução de metas desejadas, ou idealmente, de maximização de alguma função utilidade ou de bem-estar. Eficiência, em um contexto de restrições de recursos, seria uma condição necessária, mas não suficiente, para a maximização do bem-estar social. Pelo contrário, devemos apenas inferir que o retorno de investimentos em saúde, *caso sejam feitos de modo eficiente* no Haiti (e em alguns outros países da amostra) seria elevado, dada a precária situação de saúde de sua população. Ou seja, os resultados não indicam uma transformação eficiente dos recursos monetários em padrão de saúde da população. Indicam, como já reforçado, a característica desse tipo de investimento – retornos decrescentes de escala – e a posição relativa do Haiti na fronteira aqui construída.

Vemos, na Tabela 4, que os percentis mais altos de eficiência são ocupados

por países da América Latina e Caribe. Já o percentil mais baixo contém apenas países desenvolvidos. Os Estados Unidos são o país com a pior posição na amostra dos 57 países. Esse mau desempenho dos Estados Unidos é recorrente na literatura, conforme relatado em Marinho et al. (2012), Ogloblin (2011) e em Garber & Skinner (2008). Trata-se de um país com elevado nível de gastos per capita em saúde, e com resultados duvidosos, em um modelo sanitário mercantilizado, que exclui grande parte de sua população.

Resta dizer que o nível de eficiência do Brasil aumentou discretamente ao longo do período, passando de um valor igual a 0,102 no ano de 2005 para 0,110 no ano de 2010, conforme pode ser visto no Gráfico 1, a seguir.

Figura 1: Trajetória da eficiência do Brasil entre os anos de 2005-2010



4 Comentários finais

Os resultados que obtivemos, em linhas gerais, apontam para boas possibilidades de melhoria de utilização dos recursos escassos que são alocados em saúde no nosso país. Apesar de alegadas necessidades de elevação dos níveis dos dispêndios, não podemos rejeitar a hipótese de que é possível obter melhores resultados em saúde no Brasil, e em muitos outros países da amostra estudada, com os recursos que já se encontram disponíveis.

Alguns estudos classificam o Brasil em rankings de sistemas de saúde, utilizando modelos de fronteiras estocásticas de eficiência, e os resultados são os mais variados. Evans et al. (2000) utilizaram um modelo econométrico flexível (*translog*), aplicado em gastos com saúde, perfil educacional e utilizaram, como resultado (*output*), um indicador sintético de condições de saúde (o *Disability Adjusted Life Expectancies – DALE*). O Brasil ficou em 78º lugar entre 191 países avaliados. Nesse estudo, Oman aparece em 1º lugar; Malta em 2º; Itália em 3º; México, 63º; Argentina, 71º; Estados Unidos em 72º. Em OMS - Organização Mundial da Saúde (2000), em uma amostra de 191 países, em um arcabouço de fronteiras estocásticas, o produto do sistema de saúde inclui,

Tabela 3: Eficiência e ranking dos países

<i>PAÍSES</i>	<i>Eficiências</i>							<i>Ranking Médio</i>
	<i>2005</i>	<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>	<i>2009</i>	<i>2010</i>	<i>Média</i>	<i>Posição</i>
Haiti	1,000	0,801	0,889	0,981	0,950	0,970	0,932	1
Guiana	0,366	0,416	0,531	0,489	0,495	0,535	0,472	2
Nicarágua	0,388	0,392	0,365	0,374	0,415	0,452	0,398	3
Honduras	0,343	0,370	0,362	0,380	0,368	0,407	0,372	4
Bolívia	0,268	0,315	0,341	0,331	0,338	0,386	0,330	5
Paraguai	0,251	0,276	0,299	0,311	0,324	0,344	0,301	6
Belize	0,317	0,261	0,262	0,273	0,264	0,298	0,279	7
Guatemala	0,268	0,229	0,246	0,271	0,299	0,321	0,272	8
Cuba	0,273	0,309	0,233	0,242	0,237	0,285	0,263	9
Jamaica	0,240	0,250	0,227	0,219	0,260	0,297	0,249	10
Peru	0,251	0,250	0,217	0,187	0,217	0,228	0,225	11
El Salvador	0,179	0,196	0,211	0,228	0,229	0,250	0,216	12
República Dominicana	0,210	0,193	0,198	0,196	0,201	0,192	0,198	13
Granada						0,187	0,187	14
Equador	0,223	0,178	0,181	0,180	0,156	0,179	0,183	15
Suriname	0,156	0,147	0,156	0,172	0,165	0,200	0,166	16
Colômbia	0,161	0,136	0,143	0,155	0,152	0,159	0,151	17
Venezuela	0,136	0,125	0,126	0,140	0,142	0,192	0,143	18
St. Lucia						0,140	0,140	19
México	0,107	0,108	0,111	0,114	0,120	0,125	0,114	20
Panamá	0,113	0,119	0,118	0,107	0,102	0,107	0,111	21

Tabela 3: Eficiência e ranking dos países (continuação)

<i>PAÍSES</i>	<i>Eficiências</i>							<i>Ranking Médio</i>
	<i>2005</i>	<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>	<i>2009</i>	<i>2010</i>	<i>Média</i>	<i>Posição</i>
Costa Rica	0,123	0,113	0,101	0,100	0,103	0,104	0,107	22
Brasil	0,102	0,104	0,104	0,109	0,110	0,110	0,106	23
Turquia	0,111	0,102	0,099	0,099	0,105	0,106	0,104	24
Uruguai	0,099	0,102	0,106	0,106	0,102	0,102	0,103	25
Chile	0,098	0,107	0,104	0,099	0,098	0,107	0,102	26
Argentina	0,099	0,084	0,083	0,083	0,079	0,093	0,087	27
Polônia	0,090	0,092	0,087	0,080	0,079	0,083	0,085	28
Barbados	0,070	0,063	0,065	0,071	0,097	0,081	0,075	29
Trinidad e Tobago	0,057	0,061	0,065	0,074	0,063	0,070	0,065	30
Hungria	0,051	0,053	0,060	0,064	0,069	0,077	0,062	31
República Eslovaca	0,066	0,061	0,055	0,053	0,052	0,057	0,057	32
República Checa	0,052	0,055	0,056	0,055	0,051	0,059	0,054	33
Bahamas	0,058	0,039	0,040	0,044	0,051	0,058	0,048	34
Portugal	0,038	0,039	0,040	0,042	0,043	0,044	0,041	35
Nova Zelândia	0,038	0,038	0,040	0,040	0,041	0,043	0,040	36
Japão	0,036	0,038	0,040	0,041	0,042	0,043	0,040	37
Espanha	0,039	0,038	0,038	0,038	0,041	0,045	0,040	38
Itália	0,036	0,035	0,037	0,037	0,040	0,044	0,038	39
Grécia	0,036	0,035	0,036	0,037	0,039	0,045	0,038	40
Finlândia	0,032	0,033	0,034	0,034	0,037	0,039	0,035	41

Tabela 3: Eficiência e ranking dos países (continuação)

<i>PAÍSES</i>	<i>Eficiências</i>							<i>Ranking Médio</i>
	<i>2005</i>	<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>	<i>2009</i>	<i>2010</i>	<i>Média</i>	<i>Posição</i>
Austrália	0,029	0,031	0,031	0,033	0,035	0,039	0,033	42
Reino Unido	0,030	0,030	0,033	0,033	0,034	0,036	0,033	43
Suécia	0,029	0,029	0,029	0,030	0,031	0,035	0,030	44
Islândia	0,025	0,027	0,028	0,029	0,033	0,040	0,030	45
França	0,027	0,027	0,028	0,030	0,032	0,034	0,030	46
Irlanda	0,028	0,028	0,028	0,028	0,031	0,035	0,030	47
Bélgica	0,025	0,028	0,028	0,029	0,029	0,032	0,029	48
Canadá	0,026	0,025	0,026	0,028	0,028	0,030	0,027	49
Alemanha	0,025	0,025	0,026	0,027	0,028	0,030	0,027	50
Áustria	0,024	0,025	0,026	0,027	0,028	0,029	0,026	51
Dinamarca	0,025	0,024	0,025	0,026	0,026	0,027	0,025	52
Holanda	0,024	0,024	0,025	0,025	0,024	0,026	0,025	53
Suíça	0,022	0,023	0,023	0,023	0,024	0,025	0,023	54
Noruega	0,020	0,020	0,020	0,021	0,022	0,024	0,021	55
Luxemburgo	0,015	0,015	0,017	0,018	0,018	0,019	0,017	56
Estados Unidos	0,013	0,012	0,013	0,014	0,014	0,015	0,013	57

Tabela 4: Classificação das eficiências dos países segundo os percentis de eficiência

25 Percentil	50 Percentil	75 Percentil	99 Percentil
Estados Unidos	Barbados	Equador	Haiti
Luxemburgo	Trinidad e Tobago	Suriname	Guiana
Noruega	Hungria	Colômbia	Nicarágua
Suíça	República Eslovaca	Venezuela	Honduras
Dinamarca	República Checa	Saint Lucia	Bolívia
Holanda	Bahamas	México	Paraguai
Áustria	Portugal	Panamá	Belize
Canadá	Nova Zelândia	Costa Rica	Guatemala
Alemanha	Japão	Brasil	Cuba
Bélgica	Espanha	Turquia	Jamaica
Suécia	Itália	Uruguai	Peru
Islândia	Grécia	Chile	El Salvador
França	Finlândia	Argentina	República Dominicana
Irlanda		Polônia	Granada
Austrália			
Reino Unido			

além da medida de saúde (o *DALE*), com peso de 50%, um conjunto de variáveis relacionadas com as expectativas dos cidadãos. Nesse estudo, observamos o Brasil em 125º lugar entre 191 países avaliados, com França em 1º lugar; Itália em 2º; Estados Unidos em 37º; México, 61º. Estache et al. (2007), em um modelo econométrico de medida de eficiência, obtiveram resultados melhores para a eficiência de gastos governamentais, incluindo saúde, em países de alta renda, quando comparados com países de renda média e baixa. Mas não foi possível discriminar, com precisão, a posição isolada do sistema de saúde brasileiro no referido trabalho. Em Marinho et al. (2012), o Brasil, embora tenha indicadores sanitários muito ruins, é o 1º colocado em um ranking de eficiência de custos. Nesse estudo, a esperança de vida ao nascer e índice de sobrevivência infantil servem de representação para um serviço de saúde eficiente, dado o gasto per capita com saúde em um painel de trinta e três países, que inclui o Brasil e trinta países da OCDE. A 2º colocada é a Hungria e a 3ª posição é ocupada pela Turquia. A última colocação é ocupada pela Islândia, e a penúltima pelo Japão. Os Estados Unidos ocupam a 9ª posição no ranking gerado. Ogloblin (2011) utiliza uma fronteira estocástica de produção de Esperança de Anos de Vida Ajustados por Saúde (*Health Adjusted Life Years-HALE*) utilizando o gasto per capita em saúde e outros insumos com inputs. Nesse trabalho, o Brasil ocupa a 69ª posição, os Estados Unidos a 67ª posição, o México está na 33ª colocação e o Japão é o primeiro colocado, secundado pela China. O trabalho de Nishijima & Biasoto Junior (2013) não apresenta um ranking dos 185 países avaliados em um modelo de fronteira de produção estocástica, com indicadores de saúde como produtos, e gastos públicos com saúde e educação como insumos, entre outros. Mas, de acordo com o referido texto, os resultados do Brasil não seriam bons, pois os autores enfatizam que: “O resultado mais específico para o Brasil mostra que para vários indicadores existe espaço para melhoria de gestão de maneira a levar o país mais próximo da fronteira de produção”.

Em resumo, não parece existir consenso sobre a posição relativa de serviços de saúde dos países em geral, e do Brasil, em particular, nos trabalhos que utilizam metodologias de fronteiras estocásticas. O que nos parece razoavelmente consensual é que gasto per capita em saúde elevado e alto nível de desenvolvimento não garantem eficiência. Também é recorrente a conclusão de que o país mais rico do planeta, os Estados Unidos da América do Norte, não disporia de um sistema de saúde eficiente. O Brasil, por sua vez, recebe avaliações de eficiência que variam muito entre os estudos. Entretanto, indiscutivelmente, os ganhos possíveis de eficiência são significativos, e nosso país exhibe indicadores sanitários ainda muito insatisfatórios.

Referências Bibliográficas

- Afonso, A. S. & Aubyn, M. (2005). Non-parametric approaches to education and health expenditure efficiency in OECD countries. *Journal of Applied Economics*, v. VIII, p. 227–246.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. S. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier models. *Journal of Econometrics*, Local, v. 6, p. 21–37.
- Almeida, V. V. (2011), PhD thesis. *Desenvolvimento Infantil: uma Análise de Eficiência*. Ano de depósito. 155 p. Tese (Doutorado) - Faculdade de Economia. Universidade Federal Fluminense, Niterói.
- Arema, A. G. & Olanubi, S. O. (2016). Public health expenditure and infant survival rates in three selected sub-Saharan African countries: a stochastic frontier analysis for the period 1998-2012. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, v. IV, Issue 3, p. 140–162, Mar.
- Barros, P. P. (2005). *Economia da Saúde. Conceitos e Comportamento*. Portugal: Edições Almedina S.A.
- Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, Department of Econometrics, The University of New England, Armidale, NSW 2351, Australia, n. 20, p. 325–332.
- Battese, G. E. & Corra, G. S. (1977). Estimation of a production frontier model: With application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Disentangling the efficiency drivers in country-level global health programs: An empirical study*, v. 21, p. 169–179.
- Berenguer, G., Iyer, A. V. & Yadava, P. (2016). Disentangling the efficiency drivers in country-level global health programs: An empirical study. *Journal of Operations Management*, v. 45, p. 30–43.
- Berger, A. & Mester, L. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions. *Journal of Banking & Finance*, v. 21, n. 15, p. 895–947.
- Brasil. Constituição da República Federativa do Brasil (2006). Texto Consolidado até a Emenda Constitucional no. 52 de 08 de março de 2006. *Senado Federal*, Brasília: Secretaria Especial de Editoração e Publicações.

Dever, G. E. A. (1998). *A Epidemiologia na Administração dos Serviços de Saúde*. São Paulo: Pioneira.

Estache, A., Gonzalez, M. & Trujillo, L. (2007). Government expenditures on education, health and infrastructure: A Naïve look at levels, outcomes and efficiency. *Policy Research Working Paper 4219*, Local, World Bank.

Evans, D. B., Tandon, A., Murray, C. J. L. & Lauer, J. A. (2000). The comparative efficiency of national health systems in producing health: An analysis of 191 countries. *GPE Discussion Paper Series 29*, World Health Organization.

Garber, A. M. & Skinner, J. (2008). Is American health care uniquely inefficient?. *NBER Working Paper Series*, NBER Working Paper Series, Aug. 2008.

Jacobs, R., Smith, P. C. & Street, A. (2006). *Measuring Efficiency In Health Care. Analytic Techniques and Health Policy*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Maddala, K. (2001). *Introduction to Econometrics*. 3. ed. England: John Wiley & Sons Ltd.

Marinho, A., Cardoso, S. S. & Almeida, V. V. (2012). Avaliação comparativa de sistemas de saúde com a utilização de fronteiras estocásticas: Brasil e OCDE. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 66, n. 1, p. 3–19, jan.-mar.

Meeusen, W. & Van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, v. 18, p. 435–444.

Nishijima, M. & Biasoto Junior, G. (2013). Análise de eficiência técnica em saúde entre 1999 e 2006. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 40, p. 45–65, jan.-jun.

OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2010). *Health care systems: Getting more value for money*. National Geographic Society: OECD Economics Department Policy Notes, n. 2.

Ogloblin, C. (2011). Health care efficiency across countries: a stochastic frontier analysis. *Applied Econometrics and International Development*, v. 11, n. 1, p. 5–14.

OMS - Organização Mundial da Saúde (2000). *The World Health Report, 2000. Health Systems: Improving Performance*. Geneve, Switzerland: World Health Organization (WHO).

Rouquayrol, M. Z. & Almeida Filho, N. (2001). *Epidemiologia e Saúde*. 5. ed. 1ª reimpressão. Rio de Janeiro: MEDSI Editora Médica e Científica Ltda.

Santerre, R. E. & Neun, S. P. (2000). *Health Economics. Theories, Insights and Industry Studies*. South-Western, Ohio, USA: Revised edition.

Schmidt, P. (1988). Estimation of a fixed-effect Cobb-Douglas system using panel data. *Journal of Econometrics*, v. 37, p. 361–380.

Silveira, J. S. T. (2004). Por que usar a econometria de fronteira estocástica para medir a eficiência dos serviços de saúde e para que servem os índices?. In: Piola, S. F.; Jorge, E. L. (orgs.). *Economia da Saúde: 1º Prêmio Nacional – 2004: coletânea premiada*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasil, e Department for International Development, UK.

Souza, I V Nishijima, M. & Rocha, F. (2010). Eficiência do setor hospitalar nos municípios paulistas. *Economia Aplicada*, n. 14, p. 51–66.

Vitaliano, D. F. & Toren, M. (1994). Cost and efficiency in nursing homes: A stochastic frontier approach. *Journal of Health Economics*, n. 13, p. 281–300.

Zweifel, P. & Breyer, F. (1997). *Health Economics*. New York, USA: Oxford University Press Inc.

A PEGADA HÍDRICA DA ECONOMIA BRASILEIRA E A BALANÇA COMERCIAL DE ÁGUA VIRTUAL: UMA ANÁLISE INSUMO-PRODUTO

MARCO ANTONIO MONTOYA *

Resumo

O artigo avalia, com base na construção de um modelo insumo-produto ecológico, a pegada hídrica nacional e a balança comercial de água virtual no Brasil para o ano 2015. Verificou-se que a pegada hídrica do país alcança 22.012 hm³/ano de água virtual, o que equivale a um consumo per-capita de 107,66 m³/ano ou 294,97 litros/dia. Na balança comercial, verificou-se, em função dos setores da agropecuária e da agroindústria, um saldo exportador líquido de 8.542 hm³/ano de água virtual que abastece a cada ano 79,33 milhões de habitantes no mundo. Contudo, frente à escassez de água global, para proteger o meio ambiente de forma sustentável, é necessário criar um mercado formal de água virtual.

Palavras-chave: insumo-produto, pegada hídrica, produção setorial, meio ambiente.

Abstract

The article evaluates, based on the construction of an ecological input-output model, the national water footprint and the virtual commercial water balance in Brazil for 2015. It was found that the country's water footprint reaches 22,012 hm³/year of water virtual, which is equivalent to a per capita consumption of 107.66 m³/year or 294.97 liters/day. In the trade balance, there was a net export balance of 8,542 hm³/year of virtual water, which supplies 79.33 million inhabitants worldwide each year, depending on the agricultural and agribusiness sectors. However, in the face of global water scarcity, in order to protect the environment in a sustainable way, it is necessary to create a formal virtual water market.

Keywords: input-output, water footprint, sectoral production, environment.

JEL classification: C67, Q25, E23, Q50.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea167721>

* Doutor em Economia Aplicada. Professor Titular da Universidade de Passo Fundo (UPF). E-mail: montoya@upf.br, <https://orcid.org/0000-0003-1566-7417>. Universidade de Passo Fundo, Faculdade de Ciência Econômicas Administrativas e Contábeis (UPF/FEAC), Campus I. BR 285, Km 292,7, Bairro São José, Passo Fundo, RS, CEP 99052-900, Brasil.

1 Introdução

O Brasil, ao longo dos últimos 50 anos, vem pressionando o meio ambiente por maiores recursos hídricos devido ao crescimento econômico, que lhe deu o status da oitava economia mundial, bem como ao aumento da população que duplicou, passando de 93,1 milhões em 1970 para 201,1 milhões de habitantes em 2020.

Embora a água seja um recurso abundante no país, já que possui as maiores reservas de água doce (12%) do planeta, na economia brasileira, ela é tratada como um recurso escasso. Para entender o problema, é preciso considerar que essas reservas estão desigualmente distribuídas geográfica e demograficamente. Enquanto a região Norte apresenta a maior concentração de água em virtude da localização da Bacia do Rio Amazonas e o Aquífero Alter do Chão, a grande parte da população brasileira concentra-se nas regiões Sudeste e Nordeste, que, historicamente, sofrem de secas e escassez de água (PENA 2018).

Para atender à crescente demanda de água e corrigir a distribuição natural das chuvas e dos rios, diversas obras de engenharia foram implementadas no país. Ao longo do território, destacam-se a construção de reservatórios artificiais; a integração do rio São Francisco com as bacias hidrográficas do nordeste setentrional, por meio de sua transposição; a promoção de projetos de irrigação para o uso de pivôs centrais, que, segundo a EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (2016), irrigam uma área de 1,275 milhão de hectares e coloca o Brasil entre os dez países com maior área irrigada no planeta.

Nesse panorama que intensifica a necessidade cada vez maior de recursos hídricos para atender ao crescimento econômico e populacional brasileiro, questiona-se: Quanta água é consumida na produção de bens e serviços finais do país? Responder a essa pergunta não é trivial, já que o consumo ocorre de duas maneiras: de forma direta, quando alguém abre a torneira para realizar atividades cotidianas domésticas; e de forma indireta, por intermédio da aquisição de bens de consumo, como carros, roupas, material de limpeza, produtos alimentícios, etc. O problema do consumo indireto de água é que ela passa despercebida pelas pessoas por ser “invisível”; assim, ignoram-se as enormes quantidades de água embutidas nos processos de produção de bens e serviços finais consumidos no país. Para avaliar a quantidade de água consumida no sistema econômico é necessária, portanto, uma categoria de análise que integre o consumo direto e indireto de água, tal como o faz a Pegada Hídrica Nacional ao mensurar a água virtual, em outras palavras, o consumo de água incorporada ao longo dos processos de produção dos bens e serviços finais.

Deve-se levar em conta também que o Brasil, no mercado internacional, é considerado como um grande fornecedor de alimentos; assim, em função do consumo indireto de água na produção, pode-se inferir que, por meio de suas exportações, também é um grande fornecedor de água para a economia mundial. Fato que também deve ser avaliado na balança comercial para ter a verdadeira dimensão do consumo de água no país.

Nesse contexto e no âmbito da contabilidade ambiental, este artigo tem como objetivo mensurar, na estrutura da economia brasileira, a pegada hídrica nacional, com fins de estabelecer a quantidade de água incorporada ou consumida na produção de bens e serviços finais, bem como avaliar, no mercado internacional, o saldo da balança comercial de água virtual do país. Com

esses fins, utiliza-se um modelo insumo-produto ecológico que incorpora o consumo setorial de água para o ano de 2015. Espera-se, com esta pesquisa, em um primeiro momento, compreender melhor as interações das atividades econômicas do país com os fluxos de água, gerar informações acerca da inserção internacional do Brasil na escassez global de água, bem como fornecer indicadores para um melhor planejamento dos recursos hídricos nos próximos anos.

Após esta introdução, o presente artigo está dividido da seguinte maneira: na seção 2, é feita uma breve discussão sobre a noção conceitual da pegada hídrica nacional e os enfoques metodológicos adotados para sua avaliação; na seção 3, apresentam-se a estrutura matemática do método de mensuração da pegada hídrica bem como a base de dados utilizada; na seção 4, avaliam-se o consumo setorial de água no país e a água embutida nos produtos do país denominada como água virtual; na seção 5, investigam-se, na estrutura da economia brasileira, a dimensão da pegada hídrica nacional e a balança comercial da água virtual; na última seção, são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2 Revisão bibliográfica

A seguir, são apresentadas noções conceituais sobre a pegada hídrica nacional e a abrangência dos enfoques metodológicos que mensuram a água virtual. Para isso, apresentam-se alguns aspectos inerentes à diferença entre o uso e o consumo de água, a pegada hídrica como categoria de análise ambiental, bem como a abrangência dos modelos insumo-produto ecológicos para avaliar a água virtual incorporada nos bens e nos serviços finais do país.

2.1 Diferença substancial entre o uso e o consumo de água

Nas atividades econômicas, os recursos hídricos contribuem permanentemente com o crescimento econômico do país, na medida em que a água é utilizada para o consumo humano e animal, produção de alimentos, como insumo de processos produtivos da indústria, bem como é usada na geração de energia elétrica, navegação, lazer, ou como local para descarte e diluição de afluentes domésticos e industriais. No sistema econômico, segundo a Agência Nacional de Águas - ANA. Agência Nacional de Águas (2018), **o uso total da água** considera toda a água retirada do meio ambiente e das atividades econômicas para ser utilizada pelos setores produtivos e pelas famílias. Já **o consumo total** de água constitui a parcela da água retirada para uso que não retorna ao ambiente, pois, durante o uso, foi incorporada nos produtos e consumida pelas famílias ou rebanhos.

Nesse contexto, com base no Anexo Apêndice A, observa-se que o uso total de água na economia brasileira alcança $3.219.507 \text{ hm}^3$ ao ano. Esse volume representa o total de água retirada do meio ambiente ($3.201.731 \text{ hm}^3$), mais as águas que são provenientes de outras atividades econômicas (17.775 hm^3). Chama atenção que, do total de água utilizada no país, em sua grande maioria, $3.188.907 \text{ hm}^3$, ou 99,05%, retornou ao meio ambiente ($3.171.131 \text{ hm}^3$) e às próprias atividades produtivas (17.776 hm^3); e apenas 30.600 hm^3 , ou 0,95%, foram consumidas pelas atividades econômicas (30.554 hm^3) e pelas famílias (46 hm^3). A esse respeito, cabe salientar que, na literatura internacional e em

sites de informação, confunde-se o uso da água com o consumo de água, o que superestima a real dimensão do consumo per-capita de água nos países.

2.2 Pegada hídrica nacional e água virtual

Em analogia à pegada ecológica, como medida da apropriação humana das áreas biologicamente produtivas, HOEKSTRA & HUNG (2002) introduziram o conceito de **pegada hídrica nacional** (PHN) como um indicador do volume total de água doce consumida ou incorporada no processo de produção de bens e serviços finais de um país. Note-se que, devido à inerente interdependência setorial do sistema econômico, ao calcular nos processos produtivos o volume de água que é incorporada ou embutida nos produtos e nos serviços finais, a pegada hídrica leva em consideração os impactos diretos e indiretos do consumo de água no meio ambiente. Em virtude disso, a pegada hídrica de um indivíduo, família, comunidade ou país pode ser estimada multiplicando-se todos os bens e serviços finais consumidos por seus respectivos volumes de água incorporados ou consumidos.

Considerando que muitos dos produtos finais são consumidos no mercado doméstico e outros no mercado internacional, ALLAN (1998), ao avaliar as commodities agrícolas, introduz o conceito de **água virtual** como o volume de água incorporada nos produtos comercializados no mercado internacional. Ele se refere à apropriação dos recursos hídricos de outros países no processo de exportação e importação de bens e serviços (CHAPAGAIN & HOEKSTRA 2007, OEL & HOEKSTRA 2012).

Em função dessa definição conceitual, ao estimar o volume de água incorporada, existe uma relação complementar entre a **pegada hídrica** e o conceito de água virtual, razão pela qual, na literatura, a pegada hídrica também é definida como o volume de “água virtual” ou “água incorporada” nos bens e serviços finais consumidos pelos indivíduos e pelas nações (ver HOEKSTRA (2009); BLENINGER & KOTSUKA (2015)).

A pegada hídrica e a água virtual constituem, portanto, categorias de análise do desenvolvimento sustentável para avaliar a gestão dos recursos híbridos escassos, bem como sua desigual distribuição nos diversos segmentos territoriais do mundo. Assim, com a avaliação da pegada hídrica dos países, pretende-se descobrir como o planeta pode proporcionar água doce suficiente para assegurar o bem-estar das pessoas, considerando que a água doce é escassa e representa, segundo GLEICK (2000), apenas 2,5% do volume total de recursos hídricos.

Tipos de pegada hídrica

A pegada hídrica total está composta pela somatória da pegada hídrica verde, azul e cinza. A **pegada hídrica verde** representa a água proveniente da chuva, que não é retirada nem armazenada pelos mananciais, mas sim armazenada temporariamente na superfície no solo úmido ou vegetação (HOEKSTRA 2009). Ela representa o volume de água da chuva consumida ou incorporada nos produtos durante o processo de produção. O cálculo da pegada hídrica verde é particularmente relevante para produtos agrícolas, devido à evapotranspiração, ou seja, a perda de água de um ecossistema para a atmosfera, causada pela evaporação a partir do solo e pela transpiração das plantas (WICHELNS 2010).

A **pegada hídrica azul** está constituída pelas águas da superficiais (rios, córregos, reservatórios artificiais, lagos e geleiras) e subterrâneas (aquíferos) que são consumidas ou incorporadas no processo de produção de um bem (HOEKSTRA et al. 2011). Já a **pegada hídrica cinza** é aquela que se tornou poluída durante o processo produtivo, sendo definida como a quantidade de água necessária para diluir a carga de poluentes a níveis aceitáveis, estabelecidos nos padrões de qualidade e de potabilidade existentes. Ainda que a Água Cinza não represente necessariamente entrada de água no sistema, compõe a pegada hídrica por representar o volume de água que seria necessário para a neutralização total da carga ambiental enviada aos recursos hídricos (HOEKSTRA 2009).

Nesse contexto, cabe destacar que a pegada hídrica do ponto de vista ambiental considera que os impactos diretos se referem ao consumo da água em atividades cotidianas domésticas e que o impacto indireto refere-se ao consumo de água que está incorporado nos bens e serviços finais. Em virtude disso, pelo volume consumido de bens e serviços durante um ano, percebe-se que a pegada hídrica indireta é superior à pegada hídrica direta; apesar disso e por ser “invisível”, ela é geralmente negligenciada.

2.3 Enfoques metodológicos adotados para avaliar a pegada hídrica

Atualmente, os diversos estudos que avaliam a pegada hídrica podem ser agrupados em duas categorias metodológicas: o método da árvore de produção e o método de insumo-produto ecológico.

O enfoque do **método da árvore de produção** é utilizado para calcular o teor de água virtual das culturas. Esse método geralmente combina com os dados climáticos locais. Quanto aos produtos de origem animal, esse método estima, em primeiro lugar, a água verde, a água azul e a água cinza contida na alimentação animal; e, em seguida, considera a escala ou o volume de produção para calcular o conteúdo específico de água virtual dos produtos animais. Para os produtos industriais, a maneira de calcular o teor de água virtual é semelhante ao dos produtos de origem animal, e o valor correspondente da pegada hídrica pode ser obtido pela multiplicação do teor de água virtual pelo volume de produção ou consumo de produtos (RODRIGUEZ et al. 2014, SU et al. 2015). Contudo, esse método apresenta limitações para calcular a água incorporada, principalmente nos produtos industrializados e serviços, na medida em que não leva em consideração todo o sistema econômico. Desse modo, negligencia a interdependência dos setores econômicos, não fornece a água virtual dos serviços nos fluxos do sistema econômico, bem como apresenta dupla contagem ao não considerar a água incorporada nos produtos importados que servem de insumos para as exportações do país.

Já o enfoque do **método insumo-produto ecológico** geralmente adota informações sobre os fluxos de água que interagem com as atividades econômicas. Os cálculos da água virtual e a pegada hídrica decorrem dos coeficientes de água direto e total do sistema econômico. Assim, a pegada hídrica pode ser derivada da multiplicação do coeficiente total de água pela demanda final do país ou região. Dessa forma, o consumo da água é captado de forma sistêmica no processo circular da economia (ZHAO et al. 2009, ZHANG et al. 2011).

Abrangência analítica dos modelos insumo-produto no meio ambiente

A importância de avaliar a pegada hídrica está associada aos riscos e às incertezas ambientais decorrentes da escassez de água doce versus o crescente consumo de água no sistema econômico. A expansão da atividade econômica e da população nas nações e a maior necessidade de recursos hídricos destacam-se como o problema de maior probabilidade de risco para o desenvolvimento sustentável. Avaliar o volume de água que é incorporada nos produtos e serviços finais torna-se, por conseguinte, premente para a melhor gestão dos recursos hídricos de um país.

Cabe salientar, entretanto, que uma séria limitação da análise de impactos ambientais é a tendência a lidar isoladamente com cada produto ou setor (indústria), sem reconhecer a importância das relações setoriais. Embora não seja difícil conceber a existência dessas relações econômicas, no mundo real, elas tendem a ser bastante complexas, envolvendo vários grupos de produtos e de setores, diferentes formas de encadeamentos e várias hierarquias de ramificações. O modelo insumo-produto tem a capacidade de retratar essas relações em diferentes níveis de complexidade. É uma ferramenta adequada para avaliar os recursos incorporados nos produtos, usa rotinas matemáticas que permitem rastrear o uso direto, indireto e induzido de todos os recursos incorporados na produção que são destinados para o consumo final (LEONTIEF 1970).

Existem várias extensões possíveis da análise de insumo-produto, dentre as quais está a hipótese de incorporar unidades físicas ao modelo para avaliar a dimensão ambiental. Quando os fluxos monetários (vetor linha) de um setor são substituídos na matriz de transações interindustriais por unidades físicas, o modelo é conhecido como insumo-produto híbrido. A vantagem dessa abordagem, que incorpora as unidades físicas “por dentro do modelo”, pressupõe que os fatores de conversão e os preços sejam diferentes entre os setores, o que torna o modelo consistente. Já, quando as unidades físicas são inseridas, por meio de um vetor linha, como parte dos fatores primários, são conhecidas como modelos insumo-produto ecológicos. A vantagem desse procedimento que incorpora as unidades físicas “por fora do modelo” permite, de maneira convencional, calculando a inversa de Leontief, converter as unidades monetárias em unidades físicas. Contudo, pressupõe que os fatores de conversão sejam os mesmos entre os setores e que os preços sejam os mesmos para os vários setores que a utilizam (MONTTOYA & FINAMORE 2019a).

Nesse contexto, o modelo insumo-produto híbrido e ecológico vem sendo utilizado para avaliar problemas relacionados ao meio ambiente, visto que recursos como terra, energia, emissões de dióxido de carbono (CO₂) e água, dentre outros, são incorporados na produção de bens e serviços. Por exemplo, BICKNELL et al. (1998) e WIEDMANN et al. (2006) utilizaram o uso da terra no modelo insumo-produto para estimar a pegada ecológica. Já, com relação ao aquecimento global, UKIDWE & BAKSHI (2004), HILGEMBERG & GUILHOTO (2006) e MONTTOYA et al. (2019) utilizam modelos insumo-produto híbridos e ecológicos para avaliar o impacto ambiental decorrente do consumo de energia e as emissões de CO₂. Com relação aos recursos hídricos, DIETZENBACHER & VELAZQUEZ (2007) e ZHANG et al. (2011) utilizam o modelo insumo-produto inter-regional para avaliar o comércio virtual entre regiões do mesmo país e, finalmente, ZHAO et al. (2009) e ZHI et al. (2014) utilizam o modelo insumo-produto regional para estimar a pegada hídrica

nacional bem como o comércio de água virtual no mercado internacional.

Para a economia brasileira, com base em estimativas do uso da água, PICOLI (2016), utiliza modelo insumo-produto para avaliar o uso setorial da água verde na agricultura e de água azul na indústria, já USSAMI & GUILHOTO (2018), VISENTIN & GUILHOTO (2019), com o modelo insumo-produto inter-regional identificam as principais regiões e os setores que utilizam água virtual azul, bem como avaliam o padrão de exploração regional da água no Brasil. Contudo, até o momento, nenhum estudo utilizando o modelo insumo-produto foi realizado para estimar a pegada hídrica nacional. Isso até porque, pela primeira vez, no ano de 2018, a Agência Nacional de Águas do Brasil disponibilizou dados agregados, que descrevem a interação entre a água e as atividades econômicas, adequados e necessários para estimar a pegada hídrica e o comércio de água virtual do país.

3 Metodologia

Em geral, a pegada hídrica nacional está composta pela água doce de origem nacional e origem importada incorporada na produção dos bens e serviços finais do país. Para sua mensuração, a seguir são apresentados o modelo insumo-produto, os procedimentos metodológicos adotados nesta pesquisa e a base de dados utilizada.

3.1 Modelo insumo-produto em unidades monetárias

O modelo insumo-produto descreve os fluxos de bens e serviços entre os diferentes setores da economia brasileira em unidades monetárias ao longo de um ano (Tabela 1). Os fluxos intersetoriais do modelo podem ser representados da seguinte maneira. A equação (1) mostra que a soma da demanda intermediária e da demanda final é igual à demanda total do produto do setor i . A equação (2) mostra que o consumo intermediário mais as contribuições dos fatores de produção (Valor Adicionado) é igual à produção bruta do setor j . Finalmente, a equação (3) mostra a condição de equilíbrio entre a oferta e a demanda para cada um dos setores produtivos da economia.

$$\sum_{j=1}^n X_{ij} + \sum_{s=1}^n Y_{is} = X_i \quad (1)$$

Demanda intermediária + Demanda final = Demanda Total

$$\sum_{i=1}^n X_{ij} + \sum_{r=1}^n Y_{rj} = X_j \quad (2)$$

Consumo intermediário + Fatores primários (Valor adicionado)
= Oferta Total

$$X_i = X_j \quad (3)$$

Demanda Total = Oferta Total

Tabela 1: Matriz insumo-produto do Brasil

Insumo/Produto	Consumo intermediário (X_{ij})	Demanda final (Y_{is})		Valor bruto da produção (X_i)
		Consumo doméstico	Exportações	
Consumo intermediário	x_{ij}	f_i	e_i	X_i
Importações	m_{ij}	m_i^f	m_i^e	m_i
Valor adicionado	V_{rj}	-	-	-
Valor bruto dos insumos	X_j	-	-	-
Consumo de água doce	w_j	-	-	-

Fonte: Elaborada pelo autor.

Para o estudo da pegada hídrica nacional no modelo, foram deixadas em evidência as importações intermediárias e finais, equação (4), bem como adicionado, no lado dos fatores primários, um vetor linha, w_j , que contém o consumo de água doce em cada setor.

$$m_i = \sum_{j=1}^n m_{ij} + m_i^f + m_i^e \quad (4)$$

No modelo de insumo-produto, supõe-se que os coeficientes de produção sejam fixos. Desse modo, os requerimentos de insumos intermediários têm uma participação fixa em relação à produção bruta dos setores. Os coeficientes técnicos (a_{ij}) representam a quantidade de insumos do setor i requerida ou necessária para produzir uma unidade do produto do setor j . Assim:

$$a_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_j} \quad \text{ou} \quad x_{ij} = a_{ij}X_j \quad (5)$$

Substituindo a equação (5) na equação (2), e fazendo $\sum_{s=1}^n Y_{is} = Y_i$, obtém-se o sistema de equações (6).

$$\sum_{j=1}^n a_j X_j + Y_i = X_i \quad (6)$$

A solução do modelo insumo-produto clássico para estudar as interdependências dos setores de uma economia pode ser expressa matricialmente pela equação (7), cuja solução é dada pela equação (8):

$$AX + Y = X \quad (7)$$

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (8)$$

Os coeficientes da matriz inversa de Leontief $(I - A)^{-1}$ são chamados de requerimentos totais de produção, ou seja, requerimentos diretos e indiretos

de produção. Eles indicam, em unidades monetárias, a produção no setor i que é necessária para atender a uma unidade monetária da demanda final. Note-se que a demanda final do modelo é exógena e o elo com a produção total é construído com a matriz inversa.

3.2 Água virtual no modelo insumo-produto

Inicialmente, para mensurar a pegada hídrica nacional, é necessário calcular a água virtual do sistema econômico. No entanto, a água virtual, convencionalmente medida em metros cúbicos por tonelada de produção (m^3/t) deve ser modificada no modelo insumo-produto como a quantidade de água incorporada por cada unidade monetária produzida para a demanda final ($m^3/R\$$). A nova unidade de medida obedece aos seguintes fatos: 1) uma das principais premissas do modelo insumo-produto é que cada setor produz um único produto e todo produto utiliza os mesmos processos e tecnologia, o que significa que cada setor representa apenas um único produto na estrutura do modelo; 2) embora sejam bens físicos circulando no sistema econômico, na estrutura insumo-produto, a unidade monetária deve ser redefinida como uma unidade da água virtual – nesta pesquisa, hectômetros cúbicos de água doce por milhão de reais ($hm^3/R\$$).

Na Tabela 1, com a inserção, de um vetor linha, do consumo setorial de água doce, o modelo insumo-produto é estendido para calcular a água virtual. Então, a matriz de coeficientes diretos da água virtual pode ser derivada como:

$$\omega_j = \frac{w_j}{X_j} \tag{9}$$

em que w_j é o insumo de água doce do setor j , X_j é o produto bruto do setor i , e ω_j é a quantidade de água consumida pelo setor i para aumentar uma unidade monetária de produção no setor j .

O vetor dos coeficientes de água reescrito como uma matriz diagonal ($\hat{\omega}_j$), e multiplicando pela matriz de coeficientes técnicos (A), o coeficiente direto de água virtual (α_j) será:

$$\alpha_j = \sum_i \omega_i A \tag{10}$$

sendo α_j a quantidade de água direta consumida pelo setor i para produzir uma unidade monetária da demanda final do setor j .

Logo, o coeficiente total de água virtual pode ser conseguido multiplicando ($\hat{\omega}_j$) pela matriz inversa de Leontief, $(I - A)^{-1}$, ou seja:

$$\delta_j = \sum_i \omega_i (I - A)^{-1} \tag{11}$$

em que δ_j , conhecido como água virtual, representa a água total consumida pelo setor i para gerar uma unidade monetária da demanda final no setor j .

Considerando que a demanda final de um produto está vinculada ao consumo direto e indireto de água, o coeficiente de água virtual indireto (γ_j) é calculado subtraindo da água virtual total (δ_j) a água virtual direta (α_j), o que indica a necessidade de água virtual indireta do setor i para produzir uma unidade monetária no setor j que será destinada para a demanda final.

3.3 Pegada hídrica nacional no modelo insumo-produto ecológico

Em termos gerais, a pegada hídrica nacional está composta pelos recursos hídricos de origem nacional e origem importada incorporada na produção dos bens e serviços finais do país, ou seja, a somatória da pegada hídrica interna e pegada hídrica externa (HOEKSTRA & CHAPAGAIN 2007). Assim, torna-se necessário decompor, do consumo total de água doce do país (w_j), a água consumida de origem nacional (T_j), de origem importada (F_j) e a água consumida que é exportada (u_j) e, portanto, consumida por outros países. Desse modo, é preciso rastrear, nas diversas cadeias produtivas do sistema econômico, o consumo de água virtual nacional e importada da população de um país.

Pegada hídrica interna

A pegada hídrica interna é definida como o consumo doméstico de recursos hídricos para produzir bens e serviços finais consumidos pelos habitantes do país; em outras palavras, o consumo total de água virtual do país para satisfazer a demanda final menos a água virtual consumida para produtos de exportação.

A pegada hídrica interna pode ser apresentada como:

$$T_j = \delta_j \times f_j \quad \text{ou} \quad T_j = \omega_i (I - A)^{-1} f_j \quad (12)$$

em que T_j representa a água utilizada para o consumo interno da demanda final, produzida no mercado interno no setor j , e f_j representa, na demanda final, o consumo interno do setor j . Dessa forma, não considera as exportações.

Pegada hídrica externa

A pegada hídrica externa é definida como o volume anual de recursos hídricos incorporados nos bens e serviços importados pela demanda intermediária e pela demanda final do país. De outro modo, é a água virtual importada para o país menos o volume de água virtual exportada para outros países como resultado da reexportação de produtos importados.

O cálculo da pegada hídrica externa não é trivial; pelo contrário, é muito mais complexo devido às tecnologias de produção dos bens e serviços importados. Dessa maneira, as importações provenientes de outros países apresentam diferentes processos tecnológicos de produção que incorporam volumes de água virtual diferentes. Certamente, um modelo insumo-produto inter-regional mundial permitiria diferenciar as tecnologias de produção de cada país e, portanto, o volume de água virtual de cada produto importado. Contudo, essas informações integradas para todos os países não são disponíveis.

Para resolver o problema, assume-se a premissa, amplamente usada na literatura, de que a tecnologia de produção de um produto importado como sendo a mesma do produto doméstico, em virtude da água virtual incorporada nas importações, equivale à água que o país teria consumido se tivesse de produzir o produto importado no mercado doméstico (WIEDMANN et al. 2007, ZHAO et al. 2009).

Nesse sentido, a pegada hídrica externa ou volume de água virtual importada em cada setor da demanda intermediária e cada componente da demanda final pode ser expressa como:

$$F_j = S^f + S^{in} \quad (13)$$

em que S^f é a água virtual importada diretamente para a demanda final doméstica, e S^{in} representa a água virtual importada para o consumo intermediário induzido pela demanda final doméstica.

A água virtual importada diretamente para a demanda final pode ser calculada multiplicando o valor das importações incorporadas na demanda final por δ_j :

$$S_j^f = \delta_j \times m_j^f \quad \text{ou} \quad S_j^f = \omega_i (I - A)^{-1} m_j^f \quad (14)$$

em que S_j^f denota a água virtual importada para a demanda final do setor j , e m_j^f é o valor da importação para a demanda final do setor j .

Reconhecendo que apenas parte dos produtos intermediários apoiará as exportações, então, apenas uma fração da água virtual incorporada nos insumos intermediários será consumida pela demanda doméstica. A água virtual importada como uso intermediário e consumida pela demanda final doméstica (S^{in}) pode ser derivada como:

$$S_j^{in} = \left(\sum_i \delta_i \times m_{ij} \right) \times \theta_j \quad (15)$$

em que m_{ij} significa o valor de entrada intermediário da importação, θ_j representa um coeficiente de ajuste derivado como a proporção do resultado da demanda final menos a exportação sobre a demanda final, e S_j^{in} é a água virtual importada como uso intermediário do setor j .

Portanto, a pegada hídrica nacional (PHN) do sistema econômico como um todo é dada pela soma da pegada hídrica interna e externa, ou seja:

$$PHN = T + S^f + S^{in} \quad (16)$$

Intensidade da pegada hídrica nacional

Para avaliar a distribuição do consumo de água da demanda final doméstica entre os setores do sistema econômico, o índice de intensidade da pegada hídrica (ρ_j), proposto por ZHAO et al. (2009), é calculado como a participação da pegada hídrica nacional do setor j no total da pegada hídrica nacional dividido pela participação da demanda final doméstica do setor j na demanda final doméstica total, a saber:

$$\rho_j = \frac{PHN_j}{\sum PHN_j} / \frac{f_j}{\sum f_j} \quad (17)$$

Os resultados da pegada hídrica nacional dividida pela demanda final doméstica total mostram a situação média do consumo de água dos setores na

demanda final doméstica. Assim, considera-se o resultado médio como um valor crítico da intensidade. Então, $\rho_j > 1$ significa que o setor j é um setor intensivo em consumo de água, $\rho_j < 1$ significa que o setor não é intensivo no consumo de água e $\rho_j = 1$ significa que a intensidade do setor j é o mesmo que a situação média.

3.4 Balança comercial da água virtual

O comércio virtual de água pode ser derivado como um subproduto da contabilidade da pegada hídrica nacional. De fato, a pegada hídrica da exportação virtual de água pode ser escrita como

$$u_j = \delta_j \times e_j \quad \text{ou} \quad u_j = \omega_i (I - A)^{-1} e_j \quad (18)$$

em que u_j é a exportação virtual de água para a demanda final do setor j , e_j é a exportação do setor j .

As exportações virtuais de água não estão incluídas na contabilidade da pegada hídrica nacional. Assim, tomando como referência as importações de água virtual, a balança comercial de água virtual será:

$$NX_j^{virtual} = (S_j^f + S_j^{in}) - u_j \quad (19)$$

em que $NX_j^{virtual}$ é o saldo da balança comercial de água virtual do setor j .

Note-se, na balança comercial, que as importações da água virtual têm o sinal positivo e as exportações o sinal negativo, isso porque está implícita a ideia da escassez dos recursos hídricos. Dessa forma, o alívio da crise hídrica de um país aumentará quanto mais água economizar por meio da importação de água virtual de outros territórios do planeta.

3.5 Base de dados

Os dados monetários utilizados nesta pesquisa foram extraídos das Matrizes de Insumo-Produto (MIP) de 2015, elaborada a partir das Contas Nacionais n. 62, fornecidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2018b). Os setores foram agregados em 33 setores em função dos objetivos da pesquisa. Os setores da agropecuária e indústria de transformação foram deixados em evidência em função de concentrarem o maior consumo de água do país. Para a compilação das matrizes, adotou-se o modelo de tecnologia do setor cuja hipótese central é de que a tecnologia é uma característica das atividades; assim, a tecnologia para a produção dos produtos é determinada pela atividade que os produz.

Os dados sobre a água foram extraídos das Contas Econômicas Ambientais da Água (CEAA) de 2015, elaboradas com base nas Contas Nacionais n. 60, fornecidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2018a), com informações das TRU Físicas construídas de acordo com o Sistema de Contas Econômico-Ambientais da Água (SEEA-Water). Desse modo, a CEAA, em sua metodologia, integra informações hidrológicas com informações econômicas de produção, consumo intermediário e consumo final.

Cabe salientar que o conceito de pegada hídrica, associada ao consumo ou à incorporação de água na produção, está contemplado nos estoques de água doce utilizados pela CEAA para construir a MIP ambiental da água do Brasil. Assim, as informações setoriais da água utilizada ao longo do sistema econômico insumo-produto mostram a somatória da água verde, azul e cinza incorporada nos bens e serviços finais do país.

Originalmente, a CEAA apresenta uma Tabela de Recursos e Usos composta por sete fluxos hídricos e seis setores ou atividades econômicas em unidades físicas. Contudo, para esta pesquisa, as Tabelas foram desagregadas com base nas metodologias propostas por MONTOYA et al. (2014) e MONTOYA & FINAMORE (2019b).

As informações da MIP estão a preços básicos e em milhões de reais de 2015, e as informações físicas da CEAA estão em hectômetros cúbicos (hm^3), o que corresponde a um milhão de metros cúbicos (m^3) ou um bilhão de litros de água.

4 O consumo setorial de água e a água virtual na economia brasileira

A interação insumo-produto dos fluxos de água com as atividades econômicas evidencia que o consumo de água no sistema econômico varia de setor para setor. A segunda coluna da Tabela 2 mostra que o consumo total de água das atividades econômicas, no Brasil, alcança o volume de 30.554 hm^3 ao ano. Em termos agregados, chama atenção que a produção da agropecuária responde por 77,6% ou 23.704 hm^3 da água consumida no país, seguido de longe pela Indústria com 12,2% ou 3.729 hm^3 e pelos serviços com 10,2% ou 3.120 hm^3 .

Lembrando que a água consumida é a água que foi incorporada nos bens, a elevada concentração do consumo de água na agropecuária evidencia que as atividades que envolvem a produção de grãos e proteína animal requerem grandes volumes de água do meio ambiente. Assim, quando observados os setores vinculados ao agronegócio brasileiro - o consumo de água dos setores da agropecuária e da agroindústria -, verifica-se que, em conjunto, concentram 86,8% ou 26.508 hm^3 da água consumida no país. Em particular, destacam-se seis setores do agronegócio que respondem por 85,5% do consumo nacional. Tais setores são: o setor Agricultura (53,3% ou 16.278 hm^3); o setor Pecuária (21,7% ou 6.630 hm^3); o setor Abate e produtos de carne (3,9% ou 1.201 hm^3); o setor Produção florestal (2,6% ou 795 hm^3); o setor Outros produtos alimentares (2,9% ou 880 hm^3); e o setor Fabricação e refino de açúcar (1,1% ou 322 hm^3). Cabe salientar, no entanto, que, dentre os setores de serviços, o setor Água, esgoto e gestão de resíduos também é relevante na medida em que consome 7,4% ou 2.270 hm^3 da água do país.

Lembrando que, no modelo insumo-produto, cada setor produz um único produto, as informações das Tabelas 2 e Gráfico 1 mostram a água virtual total para cada produto e/ou serviço final bem como a composição direta e indireta para cada setor. A água virtual direta representa a quantidade de água inicial consumida na produção de um setor para satisfazer a demanda final, e a água virtual indireta reflete o maior consumo de água nos fluxos de compras e de vendas dos setores para atender à demanda final.

De modo geral, observa-se que existem setores mais intensivos e menos intensivos na incorporação de água. Para diferenciá-los, foi estabelecido, como

parâmetro, o conteúdo de água virtual total de um produto acima da média do país. Isso porque o aumento na demanda final de um setor relevante não somente aumentará o consumo direto de água no próprio setor, mas também forçará, nos demais setores, um aumento relativamente mais forte no consumo de água, de forma indireta na economia.

Tabela 2: O consumo de água e a água virtual na economia brasileira - ano de 2015, em hm^3 e $\text{hm}^3/10^6$ R\$ ano e percentuais

MIP ÁGUA 2015 BR – Setor	Consumo de água (w_j)		Composição da Água virtual em $\text{hm}^3/10^6$ R\$					
			Direto (α_j)		Indireto (γ_j)		Total (δ_j)	
	hm^3	%	$\text{hm}^3/\text{R}\$$	%	$\text{hm}^3/\text{R}\$$	%	$\text{hm}^3/\text{R}\$$	%
1 - Agricultura	16.278	53,3	0,0014	2,5	0,0533	97,5	0,0547	100,0
2 - Pecuária	6.630	21,7	0,0036	6,6	0,0505	93,4	0,0541	100,0
3 - Produção florestal; pesca e aquicultura	795	2,6	0,0017	6,4	0,0253	93,6	0,0270	100,0
4 - Indústria extrativa	282	0,9	0,0002	10,4	0,0017	89,6	0,0019	100,0
5 - Abate e produtos de carne, do laticínio e da pesca	1.201	3,9	0,0178	63,6	0,0102	36,4	0,0279	100,0
6 - Fabricação e refino de açúcar	322	1,1	0,0278	75,8	0,0089	24,2	0,0367	100,0
7 - Outros produtos alimentares	880	2,9	0,0128	65,7	0,0067	34,3	0,0194	100,0
8 - Fabricação de bebidas	49	0,2	0,0020	43,3	0,0026	56,7	0,0045	100,0
9 - Fabricação de produtos do fumo	1	0,0	0,0204	89,7	0,0024	10,3	0,0228	100,0
10 - Fabricação de produtos têxteis	60	0,2	0,0044	60,4	0,0029	39,6	0,0074	100,0
11 - Confeção de artefatos do vestuário e acessórios	4	0,0	0,0009	34,5	0,0017	65,5	0,0025	100,0
12 - Fabricação de calçados e de artefatos de couro	4	0,0	0,0005	15,2	0,0030	84,8	0,0036	100,0
13 - Fabricação de produtos da madeira	17	0,1	0,0032	63,5	0,0018	36,5	0,0050	100,0
14 - Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	36	0,1	0,0015	50,6	0,0015	49,4	0,0030	100,0
15 - Fabricação de biocombustíveis	230	0,8	0,0227	73,0	0,0084	27,0	0,0311	100,0
16 - Refino de petróleo e coquerias	13	0,0	0,0007	17,7	0,0032	82,3	0,0039	100,0
17 - Fabricação de químicos, perfumaria e farmacêuticos	101	0,3	0,0004	19,9	0,0016	80,1	0,0019	100,0
18 - Fabricação de produtos não-metálicos	6	0,0	0,0004	34,6	0,0008	65,4	0,0013	100,0
19 - Produção de ferro-gusa/ferroligas, siderurgia e fundição	119	0,4	0,0015	48,1	0,0016	51,9	0,0030	100,0
20 - Fabricação de produtos de metal	295	1,0	0,0005	10,3	0,0041	89,7	0,0045	100,0

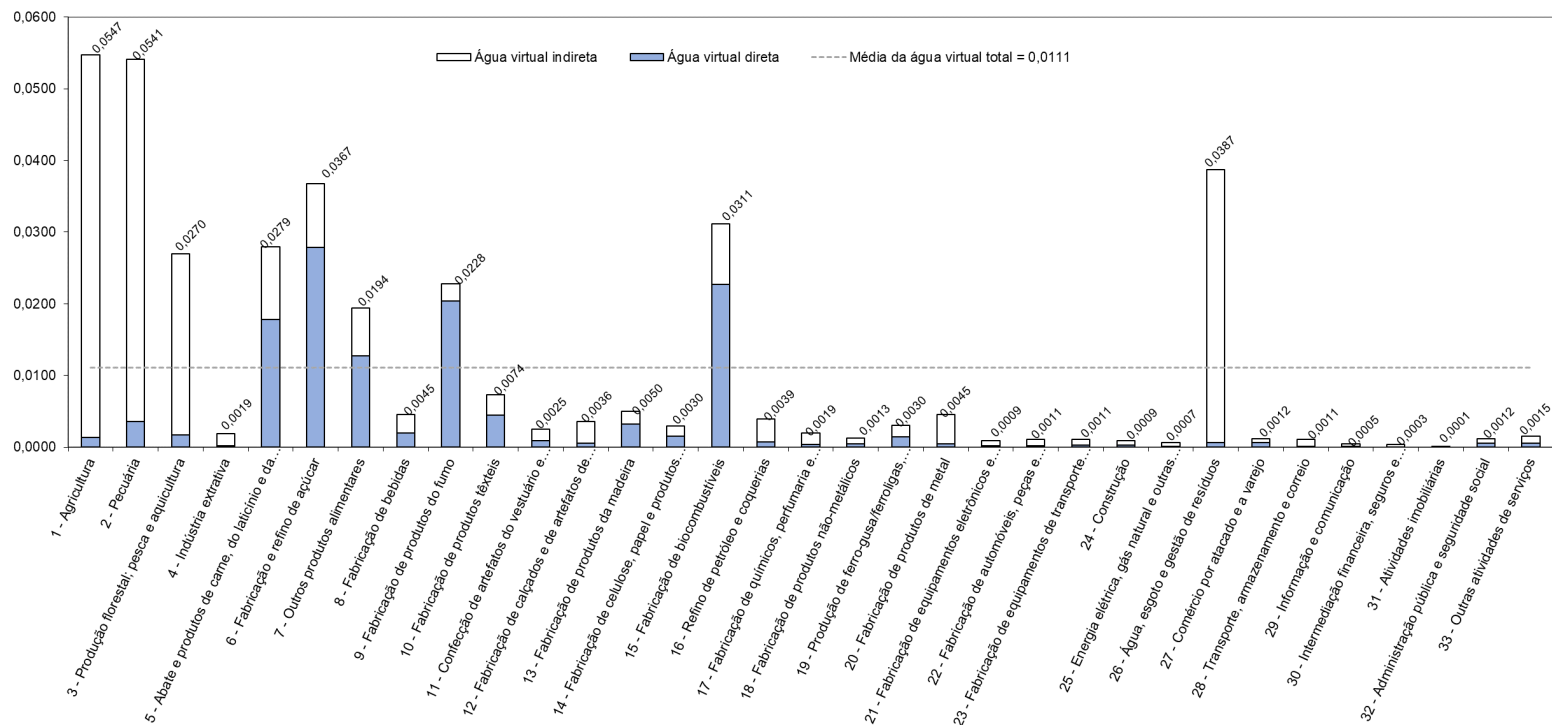
Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Tabela 2: O consumo de água e a água virtual na economia brasileira - ano de 2015, em hm^3 e $\text{hm}^3/10^6 \text{R}\$$ ano e percentuais (continuação)

MIP ÁGUA 2015 BR – Setor	Consumo de água (w_j)		Composição da Águavirtual em $\text{hm}^3/10^6 \text{R}\$$					
			Direto (α_j)		Indireto (γ_j)		Total (δ_j)	
	hm^3	%	$\text{hm}^3/\text{R}\$$	%	$\text{hm}^3/\text{R}\$$	%	$\text{hm}^3/\text{R}\$$	%
21 - Fabricação de equipamentos eletrônicos e máquinas	21	0,1	0,0002	22,3	0,0007	77,7	0,0009	100,0
22 - Fabricação de automóveis, peças e acessórios	23	0,1	0,0002	19,9	0,0009	80,1	0,0011	100,0
23 - Fabricação de equipamentos de transporte e manutenção	30	0,1	0,0002	22,3	0,0009	77,7	0,0011	100,0
24 - Construção	16	0,1	0,0003	31,7	0,0006	68,3	0,0009	100,0
25 - Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	101	0,3	0,0001	15,1	0,0006	84,9	0,0007	100,0
26 - Água, esgoto e gestão de resíduos	2.270	7,4	0,0006	1,6	0,0381	98,4	0,0387	100,0
27 - Comércio por atacado e a varejo	104	0,3	0,0007	55,7	0,0005	44,3	0,0012	100,0
28 - Transporte, armazenamento e correio	25	0,1	0,0001	10,8	0,0010	89,2	0,0011	100,0
29 - Informação e comunicação	8	0,0	0,0001	17,1	0,0004	82,9	0,0005	100,0
30 - Intermediação financeira, seguros e previdência	13	0,0	0,0001	18,9	0,0003	81,1	0,0003	100,0
31 - Atividades imobiliárias	9	0,0	0,0000	33,9	0,0001	66,1	0,0001	100,0
32 - Administração pública e seguridade social	338	1,1	0,0005	44,3	0,0006	55,7	0,0012	100,0
33 - Outras atividades de serviços	253	0,8	0,0006	38,4	0,0009	61,6	0,0015	100,0
TOTAL	30.554	100,0	0,1281	35,0	0,2376	65,0	0,3658	100,0
Média			0,0039		0,0072		0,0111	
Impacto multiplicador do consumo de água			1,0000		1,85453		2,8545	

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Figura 1: Água virtual total nos setores da economia brasileira no ano de 2015, em $\text{hm}^3/10^6 \text{ R\$ ano}$



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Considerando que a média de água virtual total do país é de $0,0111 \text{ hm}^3/\text{R\$}$, verifica-se que nove setores exercem pressão significativa sobre o consumo de água. Dentre eles, destacam-se, na Agropecuária, o setor Agricultura ($0,0547 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), o setor Pecuária ($0,0541 \text{ hm}^3/\text{R\$}$) e o setor Produção florestal, pesca e aquicultura ($0,0270 \text{ hm}^3/\text{R\$}$); na Agroindústria, o setor Fabricação e refino de açúcar ($0,0367 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), o setor Fabricação de biocombustíveis ($0,0311 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), o setor Abate e produtos de carne ($0,0279 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), o setor Fabricação de produtos do fumo ($0,0228 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), o setor Outros produtos alimentares ($0,0196 \text{ hm}^3/\text{R\$}$); e, nos Serviços, o setor Água, esgoto e gestão de resíduos ($0,0387 \text{ hm}^3/\text{R\$}$).

O setor Agricultura, por exemplo, que produz alimentos para o consumo nacional e internacional, mostra que o aumento de um milhão de reais na demanda final provocará um aumento de água virtual total de $0,0547 \text{ hm}^3/\text{R\$}$, o que equivale a 54.700 m^3 de água para ser consumida em seu processo produtivo. Logo, considerando os nove setores com maior nível de água virtual, fica evidente, em função de um eventual crescimento da demanda final, que deverá haver, simultaneamente, maiores necessidades de recursos hídricos no país. Contudo, a pressão relativa que os diversos setores da economia podem exercer sobre a necessidade de água somente pode ser estabelecida analisando em separado a relação dos efeitos diretos versus indiretos no processo produtivo, ou seja, o poder de um setor sobre o consumo de água de outros setores.

Se, na composição da água virtual total, o efeito direto, que representa o consumo inicial de água por unidade de produção, for pequeno em relação ao efeito indireto, que reflete o maior consumo de água decorrente dos fluxos de compras e vendas dos setores para atender à demanda final, o poder que exerce um setor sobre o consumo de água no sistema econômico será grande. Assim, setores com alto peso na demanda de água e que, ao mesmo tempo, apresentam uma baixa relação no consumo de água direta *versus* indireta, tendem a produzir as mais fortes pressões de necessidade de água (MONTTOYA & PASQUAL 2015, MONTTOYA & FINAMORE 2019a).

Na estrutura setorial de água virtual, a composição direto versus indireto mostra, na economia brasileira, como um todo, consumo direto de água (35,0%), menor que o consumo indireto (65,0%). Dessa forma, a baixa relação do efeito direto versus indireto ($0,1281 \text{ hm}^3/\text{R\$} \div 0,2376 \text{ hm}^3/\text{R\$} = 0,5391$) indica, em termos relativos, que os diversos setores exercem, por meio de suas atividades produtivas, pressão sobre a necessidade de recursos hídricos do país.

Nesse contexto, a partir de uma análise mais particularizada, verifica-se que o setor Agricultura (53,3%), o setor Pecuária (21,7%) e o setor Água, esgoto e gestão de resíduos (7,43%) têm um peso significativo no consumo total de água do país e apresentam as mais baixas relações de água virtual direta versus indireta, indicando que exercem forte pressão sobre o consumo de água no sistema econômico. Por exemplo, a água virtual indireta do setor Agricultura é 38,01 vezes maior do que a água virtual direta, indicando que, para cada m^3 de água consumida na produção do setor, haverá a necessidade adicional de $38,01 \text{ m}^3$ de água virtual de forma indireta.

Cabe salientar que os maiores volumes de água virtual direta do sistema econômico estão localizados no setor Fabricação e refino de açúcar ($0,0278 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), setor Fabricação de biocombustíveis ($0,0227 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), setor Fabricação de produtos do fumo ($0,0204 \text{ hm}^3/\text{R\$}$), setor Abate e produtos de carne ($0,0178 \text{ hm}^3/\text{R\$}$) e no setor Outros produtos alimentares ($0,0128 \text{ hm}^3/\text{R\$}$).

Contudo, se somente a água virtual direta fosse levada em consideração sem considerar a água virtual indireta, setores como Agricultura, Pecuária, Produção florestal e Água e gestão de resíduos provavelmente seriam desconsiderados pelo planejador da política de recursos hídricos. Portanto, para economizar água, não apenas se deve prestar atenção à eficiência do consumo de água no local da produção, mas também se deve observar, ao longo das cadeias produtivas, se os insumos intermediários também consomem água de maneira eficiente.

Finalmente, os resultados globais da água virtual da economia brasileira indicam que, caso se concretize o aumento de um milhão de reais na demanda final, ocorrerá, inicialmente, um aumento de água virtual direta da ordem de 0,1281 hm³, seguido de um aumento de água virtual indireta de 0,2376 hm³, perfazendo um total de 0,3658 hm³ de água virtual. Nota-se, portanto, que ocorrerá um efeito multiplicador de água virtual 2,8545 hm³ (ou, 0,3658 hm³ ÷ 0,1281 hm³ = 2,8545 hm³). Desse modo, um aumento equivalente a 2.854.500 m³ de água virtual por cada milhão de reais de produção na economia brasileira.

5 Dimensão da pegada hídrica brasileira e a balança comercial da água virtual

A política nacional que tenha como objetivo economizar o consumo de água pode ter seus alicerces a partir de dois enfoques: um deles é identificar os setores consumidores de água virtual e incentivá-los a um padrão de consumo mais econômico; e o outro é implementar a estratégia que defenda a importação de água virtual de países com abundantes recursos hídricos, salientando sempre a relevância dos países exportadores de água virtual para o bem-estar mundial. A seguir, avaliam-se os resultados da quantificação da pegada hídrica nacional e da balança comercial tendo em vista esses enfoques.

5.1 A pegada hídrica nacional e o consumo per-capita de água virtual

Com base na metodologia utilizada, conforme a Tabela 3, a pegada hídrica nacional do Brasil, em 2015, atingiu o volume de 22.012 hm³ de água virtual por ano, que, associada à população de 204.450.649 habitantes, equivale a um consumo de água virtual per-capita de 107,66 m³/ano ou de 294,97 litros/dia. Em termos econômicos, a pegada hídrica nacional associada ao Produto Interno Bruto (R\$/5.155.601milhões) evidencia no país que são consumidos 4,27 litros de água virtual para cada RS 1,00 de Valor Adicionado.

Tabela 3: A pegada hídrica nacional (PHN) e o consumo per-capita de água virtual no Brasil em 2015

Indicadores	hm ³ /ano	m ³ /ano per-capita	litros/dia per-capita	litros/R\$
Pegada hídrica nacional	22.012	107,66	294,97	4,27
Uso de água das famílias	8.086	39,55	108,36	1,57
Consumo de água das famílias	46	0,22	0,62	0,01

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa e Anexo Apêndice A.

Considerando que, dentre os componentes da demanda final, desconsiderando as exportações, as famílias concentram 85,7% (ou, $17.061 \text{ hm}^3/19.907 \text{ hm}^3 = 0,857$) do consumo doméstico do país, os resultados também indicam que as famílias consomem muito mais água incorporada nos bens e serviços finais ($22.012 \text{ hm}^3/\text{ano}$) do que a água consumida ($46 \text{ hm}^3/\text{ano}$) diretamente no lar. Assim, fica evidente que as informações tradicionais do uso ($8.086 \text{ hm}^3/\text{ano}$) e do consumo ($46 \text{ hm}^3/\text{ano}$) de água das famílias subestimam a real demanda de recursos hídricos do país.

5.2 A composição setorial da pegada hídrica nacional

A Tabela 4 fornece a quantidade de água virtual interna e externa dos 33 setores da economia brasileira. A pegada hídrica total do Brasil, em 2015, é estimada em $22.012 \text{ hm}^3/\text{ano}$, dos quais $19.907 \text{ hm}^3/\text{ano}$ é a pegada hídrica interna e 2.105 hm^3 , a pegada hídrica externa. A pegada interna é responsável por 90,4% da pegada hídrica total do país, evidenciando que a água virtual interna se constitui um componente substancial para atender ao consumo final do Brasil. Embora a pegada hídrica externa represente somente 9,6% da pegada hídrica nacional, cabe salientar que 61,1% ou $1.266 \text{ hm}^3/\text{ano}$ da água virtual importada está destinada para o consumo intermediário e 39,9% ou $839 \text{ hm}^3/\text{ano}$ para o consumo na demanda final. Em vista disso, grande proporção da água importada é incorporada na produção das diversas cadeias produtivas do país para atender à demanda final.

A pegada hídrica total do setor Agricultura é a mais alta de todos os setores, com uma quantidade de $8.961 \text{ hm}^3/\text{ano}$, representando 40,7% do total, seguido de longe pelo setor Pecuária, com $5.416 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 24,6%, e pelo setor Água, esgoto e gestão de resíduos, com $2.219 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 10,1%. Em conjunto, os três setores representam 75,4% da pegada hídrica nacional, o que indica uma grande concentração setorial de água virtual no país.

Em um patamar menor, os setores tais como Outros produtos alimentares ($991 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 4,5%), Abate e produtos de carne, laticínio e da pesca ($980 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 4,5%), Produção florestal, pesca e aquicultura ($677 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 3,1%), Administração pública e seguridade social ($385 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 1,8%), Outras atividades de serviços ($365 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 1,7%), Fabricação de produtos de metal ($275 \text{ hm}^3/\text{ano}$ ou 1,3%) também têm uma pegada hídrica total relativamente alta e respondem em conjunto por 16,7% da pegada hídrica nacional.

A composição da pegada hídrica total dos nove principais setores consumidores de água virtual do país é apresentada no Gráfico 2. Esses setores representam 90,8% da pegada hídrica nacional, 93,9% da pegada hídrica interna e 61,7% da pegada hídrica externa.

Pode-se observar que a proporção de pegadas hídricas internas dos principais setores no consumo de água virtual é geralmente alta na pegada hídrica total. Por exemplo, a proporção da pegada hídrica interna da agricultura é de 94,4% ou $8.462 \text{ hm}^3/\text{ano}$, da Pecuária é de 97,3% ou $5.271 \text{ hm}^3/\text{ano}$ e da Água, esgoto e gestão de resíduos é de 97,8% ou $2.170 \text{ hm}^3/\text{ano}$.

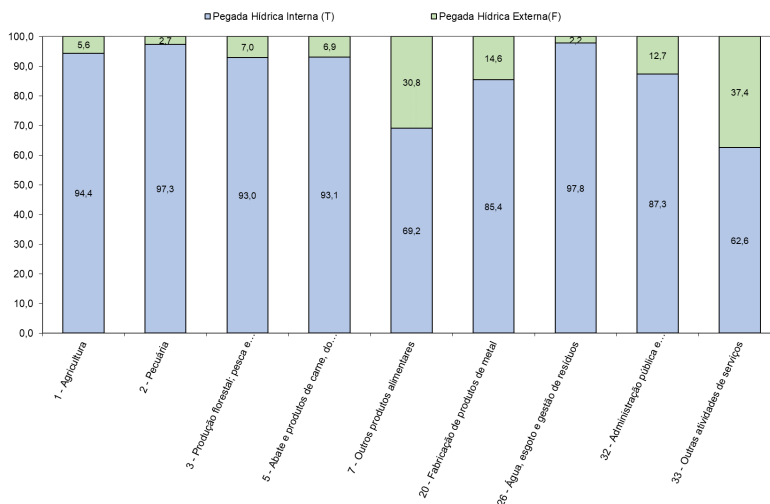
Já no setor Outras atividades de serviços, a proporção de pegada hídrica externa é relevante, com 37,4% ou $137 \text{ hm}^3/\text{ano}$. Considerando que esse setor contém as atividades de alojamento, de alimentação, de serviços domésticos, de educação e de saúde privada, a proporção hídrica externa sugere que a água importada está incorporada nos serviços de hotelaria, alimentos processados, bem como nos serviços pessoais de educação e de saúde. Para o setor Outros

Tabela 4: Contabilidade ambiental da pegada hídrica na economia brasileira - ano de 2015, em hm³/ano e percentuais

MIP ÁGUA 2015 BR – Setor	Pegada hídrica interna (T_j)		Água virtual importada				Pegada hídrica nacional (PHN_j)		Participação setorial na Pegada hídrica nacional	Índice de intensidade (ρ_j)
			Demanda final interna (S_j^f)	Consumo intermediário interno (S_j^{in})	Total Pegada hídrica externa (F_j)					
	hm ³ /ano	%	hm ³ /ano	hm ³ /ano	hm ³ /ano	%	hm ³ /ano	%	%	
1 - Agricultura	8.462	94,4	480	20	499	5,6	8.961	100,0	40,7	37,54
2 - Pecuária	5.271	97,3	118	27	145	2,7	5.416	100,0	24,6	36,79
3 - Produção florestal; pesca e aquicultura	629	93,0	35	13	47	7,0	677	100,0	3,1	10,40
4 - Indústria extrativa	143	90,0	7	9	16	10,0	159	100,0	0,7	1,71
5 - Abate e produtos de carne, do laticínio e da pesca	913	93,1	28	40	68	6,9	980	100,0	4,5	1,57
6 - Fabricação e refino de açúcar	155	96,7	5	1	5	3,3	160	100,0	0,7	4,15
7 - Outros produtos alimentares	686	69,2	29	276	306	30,8	991	100,0	4,5	1,87
8 - Fabricação de bebidas	44	68,9	2	18	20	31,1	65	100,0	0,3	0,41
9 - Fabricação de produtos do fumo	0	12,9	0	2	3	87,1	3	100,0	0,0	0,10
10 - Fabricação de produtos têxteis	51	64,8	8	19	28	35,2	79	100,0	0,4	1,42
11 - Confeção de artefatos do vestuário e acessórios	4	11,8	1	26	26	88,2	30	100,0	0,1	0,15
12 - Fabricação de calçados e de artefatos de couro	3	26,8	0	7	8	73,2	10	100,0	0,0	0,11
13 - Fabricação de produtos da madeira	10	91,3	1	0	1	8,7	11	100,0	0,0	5,74
14 - Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	20	75,6	1	5	6	24,4	26	100,0	0,1	0,65
15 - Fabricação de biocombustíveis	172	93,9	6	5	11	6,1	183	100,0	0,8	2,98
16 - Refino de petróleo e coquerias	11	9,9	0	98	98	90,1	109	100,0	0,5	0,33
17 - Fabricação de químicos, perfumaria e farmacêuticos	70	36,7	13	108	121	63,3	191	100,0	0,9	0,62
18 - Fabricação de produtos não-metálicos	5	18,8	0	21	21	81,2	26	100,0	0,1	0,48
19 - Produção de ferro-gusa/ferroligas, siderurgia e fundição	56	85,6	7	2	9	14,4	66	100,0	0,3	5,31
20 - Fabricação de produtos de metal	235	85,4	25	15	40	14,6	275	100,0	1,3	3,75
21 - Fabricação de equipamentos eletrônicos e máquinas	17	19,6	6	63	69	80,4	86	100,0	0,4	0,13
22 - Fabricação de automóveis, peças e acessórios	18	30,4	3	37	41	69,6	58	100,0	0,3	0,12
23 - Fabricação de equipamentos de transporte e manutenção	23	38,8	4	32	36	61,2	58	100,0	0,3	0,18
24 - Construção	16	23,4	0	52	52	76,6	67	100,0	0,3	0,03
25 - Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	17	30,8	0	37	38	69,2	55	100,0	0,2	0,17
26 - Água, esgoto e gestão de resíduos	2.170	97,8	45	4	49	2,2	2.219	100,0	10,1	22,04
27 - Comércio por atacado e a varejo	94	55,5	3	73	76	44,5	170	100,0	0,8	0,06
28 - Transporte, armazenamento e correio	20	32,5	1	40	41	67,5	61	100,0	0,3	0,12
29 - Informação e comunicação	7	19,9	0	28	29	80,1	36	100,0	0,2	0,05
30 - Intermediação financeira, seguros e previdência	12	53,2	0	10	10	46,8	22	100,0	0,1	0,02
31 - Atividades imobiliárias	9	83,0	0	2	2	17,0	11	100,0	0,0	0,01
32 - Administração pública e seguridade social	337	87,3	0	48	49	12,7	385	100,0	1,8	0,08
33 - Outras atividades de serviços	228	62,6	9	128	137	37,4	365	100,0	1,7	0,12
TOTAL	19.907	90,4	839	1.266	2.105	9,6	22.012	100,0	100,0	1,00

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Figura 2: Composição da pegada hídrica dos principais setores consumidores de água virtual da economia brasileira no ano de 2015, em percentual



Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da Tabela 4.

produtos alimentares, a pegada hídrica externa é de 30,8% ou 306 hm³/ano, indicando que a água virtual importada é incorporada de forma significativa na produção de alimentos processados. Essa evidência também corrobora, em parte, a elevada pegada hídrica externa do setor Outras atividades de serviços.

Embora grande parte dos setores da indústria e dos serviços não tenha relevância na participação da pegada hídrica nacional, na composição da pegada hídrica setorial, a proporção da pegada hídrica externa é extremamente relevante. Dentre eles se destacam, na Tabela 4, o setor Refino de petróleo e coquerias (90,1%), o setor Confeção de artefatos do vestuário e acessórios (88,2%), o setor Fabricação de produtos do fumo (87,1%), o setor Informação e comunicação (80,1%), o setor Fabricação de automóveis, peças e acessórios (69,6%) e o setor Construção (76,6%). Assim, se o objetivo for poupar água virtual interna, esses setores deveriam ser levados em consideração para esse tipo de políticas.

5.3 A intensidade setorial na pegada hídrica nacional

O índice de intensidade da pegada hídrica (ρ_j) permite identificar os setores que consomem mais quantidade de água virtual por unidade monetária da demanda final doméstica. Os resultados listados na Tabela 4 indicam que, dos 33 setores da economia brasileira, 14 apresentam índices maiores do que um, ou seja, setores com intensidade no consumo de água acima da média nacional. Dentre eles, três padrões distintos emergem: a) setores como a Agricultura (37,54) e a Pecuária (36,79), que incorporam grandes volumes de água por unidade produzida, em torno de 37 vezes mais do que a média nacional; b) setores que, em média, incorporam 9,5 vezes a média do país, tais como, os setores Água, esgoto e gestão de resíduos (22,04), Produção florestal (10,40), Produção de ferros, siderurgia e fundição (5,31), Fabricação de produtos da madeira (5,74) e Fabricação e refino de açúcar (4,15); c) setores que se lo-

calizam um pouco acima da média nacional, como os setores Fabricação de biocombustíveis (2,98), Outros produtos alimentares (1,87), Indústrias extrativas (1,71), Abate e produtos de carne (1,57) e Fabricação de produtos têxteis (1,42).

No outro extremo, localizam-se os setores mais racionais no consumo de água – são os setores menos intensivos no consumo de água por unidade produzida para a demanda final. Dentre os 22 setores que compõem a indústria nacional, destacam-se 12 setores e, dentre os nove setores que compõem os serviços, destacam-se oito setores. Desse modo, em termos relativos, os setores de serviços, em função da natureza dos processos produtivos não incorporar grandes volumes de “água virtual”, em sua grande maioria mostram-se mais racionais no consumo de água virtual.

5.4 Balança comercial da água virtual na economia brasileira

A estratégia nacional direcionada a economizar água por meio da importação de água virtual dos países com abundantes recursos hídricos pode ser considerada uma política promissora para o alívio da crise hídrica de um país. Em virtude disso, na balança comercial de água virtual, as importações são consideradas benéficas para o meio ambiente nacional, com sinal positivo, e as exportações prejudiciais apresentando, portanto, um sinal negativo. Certamente, para equilibrar os impactos positivos e negativos sobre o meio ambiente, promover a interdependência sustentável da água virtual entre as nações torna-se um objetivo importante para obter ganhos de bem-estar social mundial.

Na Tabela 5, é apresentada a balança comercial de água virtual na economia brasileira em 2015. Os resultados globais indicam que o Brasil é um exportador líquido, com um saldo exportador de 8.542 hm³/ano de água virtual. Na verdade, as exportações líquidas de água virtual da economia brasileira podem ser maiores do que os resultados alcançados. Como o cálculo da importação virtual de água é baseado na premissa de que os produtos importados possuem o mesmo volume de água virtual dos produtos produzidos no Brasil, isso pode estar superestimando a água importada na medida em que pode existir um consumo mais eficiente da água na produção dos países que se importa. Apesar disso, deve-se salientar que o volume de exportação de água virtual (10.647 hm³/ano) em relação ao volume de importações (2.105 hm³/ano) é cinco vezes maior.

Embora as exportações de água virtual (10.647 hm³/ano) não façam parte da contabilidade ambiental da pegada hídrica nacional (22.012 hm³/ano), elas equivalem a 48,37% da pegada hídrica do Brasil - quase a metade do consumo de água virtual do país. Frente a esse fato e considerando que o Brasil no mercado internacional detém o status de um grande fornecedor de alimentos, pode-se afirmar que o agronegócio nacional, por intermédio dos setores Agricultura (73,41%), Pecuária (12,76%), Abate e produtos de carne (2,71%), Outros produtos alimentares (1,83%), Fabricação e refino de açúcar (1,57%) e Produção florestal (1,56%), que em conjunto concentram 93,84% da água virtual exportada pelo país, são os canais pelos quais a economia brasileira contribui significativamente, com recursos hídricos, para o bem-estar da população mundial.

A esse respeito, se considerar-se o consumo de água virtual per-capita do Brasil e o extrapolá-lo para a balança comercial, conforme mostra a Tabela

Tabela 5: Contabilidade ambiental da balança comercial de água virtual na economia brasileira - ano de 2015, em hm^3/ano

MIP ÁGUA 2015 BR – Setor	Importação de água virtual ($S_j^f + S_j^{in}$)		Exportação de água virtual (u_j)		Saldo da balança comercial de água virtual ($NX_j^{virtual}$)	
	hm^3/ano	%	hm^3/ano	%	hm^3/ano	%
1 - Agricultura	499	23,72	-7.816	73,41	-7.317	85,66
2 - Pecuária	145	6,87	-1.359	12,76	-1.214	14,22
3 - Produção florestal; pesca e aquicultura	47	2,26	-166	1,56	-119	1,39
4 - Indústria extrativa	16	0,75	-139	1,30	-123	1,44
5 - Abate e produtos de carne, do laticínio e da pesca	68	3,21	-288	2,71	-221	2,58
6 - Fabricação e refino de açúcar	5	0,25	-167	1,57	-162	1,90
7 - Outros produtos alimentares	306	14,52	-194	1,83	111	-1,30
8 - Fabricação de bebidas	20	0,96	-4	0,04	16	-0,18
9 - Fabricação de produtos do fumo	3	0,12	0	0,00	2	-0,03
10 - Fabricação de produtos têxteis	28	1,31	-9	0,08	19	-0,22
11 - Confecção de artefatos do vestuário e acessórios	26	1,25	0	0,00	26	-0,31
12 - Fabricação de calçados e de artefatos de couro	8	0,36	-1	0,01	6	-0,07
13 - Fabricação de produtos da madeira	1	0,04	-7	0,07	-6	0,07
14 - Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	6	0,30	-16	0,15	-10	0,11
15 - Fabricação de biocombustíveis	11	0,53	-58	0,55	-47	0,55
16 - Refino de petróleo e coquerias	98	4,66	-3	0,02	96	-1,12
17 - Fabricação de químicos, perfumaria e farmacêuticos	121	5,74	-30	0,29	90	-1,06
18 - Fabricação de produtos não-metálicos	21	0,99	-1	0,01	20	-0,23
19 - Produção de ferro-gusa/ferroligas, siderurgia e fundição	9	0,45	-63	0,59	-54	0,63
20 - Fabricação de produtos de metal	40	1,91	-60	0,56	-20	0,23

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Tabela 5: Contabilidade ambiental da balança comercial de água virtual na economia brasileira - ano de 2015, em hm³/ano (continuação)

MIP ÁGUA 2015 BR – Setor	Importação de água virtual ($S_j^f + S_j^{in}$)		Exportação de água virtual (u_j)		Saldo da balança comercial de água virtual ($NX_j^{virtual}$)	
	hm ³ /ano	%	hm ³ /ano	%	hm ³ /ano	%
21 - Fabricação de equipamentos eletrônicos e máquinas	69	3,27	-4	0,04	65	-0,76
22 - Fabricação de automóveis, peças e acessórios	41	1,93	-6	0,05	35	-0,41
23 - Fabricação de equipamentos de transporte e manutenção	36	1,70	-8	0,07	28	-0,33
24 - Construção	52	2,45	0	0,00	51	-0,60
25 - Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	38	1,80	-2	0,02	36	-0,42
26 - Água, esgoto e gestão de resíduos	49	2,35	-201	1,89	-151	1,77
27 - Comércio por atacado e a varejo	76	3,59	-10	0,09	66	-0,77
28 - Transporte, armazenamento e correio	41	1,96	-5	0,04	37	-0,43
29 - Informação e comunicação	29	1,36	-1	0,00	28	-0,33
30 - Intermediação financeira, seguros e previdência	10	0,50	-1	0,01	9	-0,11
31 - Atividades imobiliárias	2	0,09	0	0,00	2	-0,02
32 - Administração pública e seguridade social	49	2,32	-2	0,02	47	-0,55
33 - Outras atividades de serviços	137	6,49	-24	0,23	112	-1,31
TOTAL	2.105	100,00	-10.647	100,00	-8.542	100,00

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

6, pode-se observar que as exportações brasileiras de água virtual abastecem 98,88 milhões de habitantes com um consumo per-capita de 107,66 m³/ano ou de 294,97 litros/dia. Nesse sentido, as exportações líquidas da balança comercial (8.542 hm³/ano) representam o consumo de água virtual de 79,33 milhões de habitantes, o que equivale, em 2015 a 7,7 vezes a população de Portugal (10.311.000 hab.), 1,2 vezes a população do Reino Unido (65.081.276 hab.) e quase toda a população da Alemanha (81.276.000 hab.). Certamente, quando se lembra que os produtos brasileiros são exportados, principalmente como insumos e também como produtos finais para mais de 100 países no mundo, e, em muitos casos, esses insumos são reexportados, pode-se inferir que a água virtual brasileira é distribuída para grande parte da população mundial.

Tabela 6: População equivalente ao Brasil com consumo de água virtual per-capita de 107,66 m³/ano ou de 294,97 litros/dia – ano de 2015

Indicadores	hm ³ /ano	População
Pegada Hídrica Nacional	22.012	204.450.649
Importação de água virtual	2.105	19.554.010
Exportação de água virtual	-10.647	-98.889.787
Saldo da balança comercial da água virtual	-8.542	-79.335.777

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa e Tabela 3.

Para uma análise mais particularizada, o Gráfico 3 mostra o saldo da balança comercial de água virtual de cada setor no Brasil em 2015. Os setores acima da linha horizontal são os importadores líquidos de água virtual, enquanto os que estão abaixo da linha são exportadores líquidos.

Observa-se que, dos 33 setores da economia brasileira, 21 apresentam saldo de importação líquida, que, em conjunto, somam 902 hm³/ano de água virtual; e 12 setores apresentam saldo de exportações líquidas, alcançando, em conjunto, o volume de 9.443 hm³/ano de água virtual. Assim sendo, o saldo exportador extremamente elevado representa 10,5 vezes o saldo importador. Dentre os setores com saldo de exportações líquidas, destacam-se principalmente o setor Agricultura, com 7.317 hm³/ano, o setor Pecuária, com 1.214 hm³/ano, e o setor Abate e produtos de carne, com 221 hm³/ano. Já, dentre os setores com saldo líquido de importações, destacam-se o setor Outros produtos alimentares, com 111 hm³/ano, e o setor Outras atividades de serviços, com 106 hm³/ano.

Nesse panorama e considerando que as Nações Unidas (ONU) estimam até 2025 que cerca de dois terços da população mundial sofrerão com a escassez de água, o consumo dos recursos hídricos, além de ser uma questão ambiental, nas últimas décadas, passou a ser um problema econômico, já que o consumo de água deve ser otimizado objetivando maiores benefícios para a população. Embora os recursos hídricos sejam escassos, atualmente ninguém paga pela água virtual incorporada nos produtos, pois não existe um mercado formal de água virtual.

Figura 3: Saldo líquido setorial no comércio de água virtual da economia brasileira no ano de 2015, em hm³



Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da Tabela 5.

Em termos econômicos, para que o consumo de água seja sustentável, a escassez e a poluição precisam ser incluídas no preço dos bens e serviços por meio da remuneração da água virtual. Isso certamente poderá criar um incentivo para consumir de forma mais racional e poluir menos a água no planeta. Assim, o comércio de água virtual, com respeito ao meio ambiente, poderá criar grandes oportunidades de negócios ao Brasil por ser um líquido exportador de água virtual.

Considerações finais

Este artigo teve como objetivo mensurar a pegada hídrica brasileira, bem como avaliar no mercado internacional o saldo da balança comercial de água virtual. Para isso, foi construído um modelo insumo-produto ecológico que incorpora o consumo setorial de água para o ano de 2015.

Com relação ao consumo setorial de água, verificou-se que existe, no país, concentração no consumo, na medida em que a agropecuária responde por 77,6%, a Indústria por 12,2% e os Serviços por 10,2%.

A quantidade total de água virtual consumida em cada setor para produzir uma unidade monetária destinada para a demanda final destacou, principalmente, os setores da agropecuária e da agroindústria como aqueles que incorporam grandes volumes de água por unidade produzida no sistema econômico. O mais emblemático é o setor Agricultura, que produz alimentos para o consumo nacional e internacional, mostrando que o aumento de um milhão de reais na demanda final provocará de forma direta e indireta um aumento de água virtual total de 54,700 m³ para ser consumida em seu processo produtivo.

Na estrutura setorial de água virtual total, a composição direto *versus* indireto mostra, na economia brasileira, que os maiores volumes de água virtual direta estão localizados, dentre outros, no setor Fabricação e refino de açúcar, setor Fabricação de biocombustíveis e setor Fabricação de produtos do fumo. Contudo, se somente o consumo direto fosse levado em consideração sem levar em conta o consumo de água virtual indireta, setores como Agricultura, Pecuária, Produção florestal e Água, esgoto e gestão de resíduos provavelmente seriam desconsiderados pelo planejador da política de recursos hídricos. Para economizar água, torna-se fundamental, portanto, prestar atenção à eficiência do consumo de água ao longo das cadeias produtivas.

Quanto à pegada hídrica nacional, verificou-se que o Brasil consome 22.012 hm³ de água virtual por ano, o que equivale a um consumo per-capita de 107,66 m³/ano ou de 294,97 litros/dia. Constatou-se também que o sistema produtivo do país depende substancialmente da pegada interna responsável por 90,4% da pegada hídrica nacional. Embora a pegada hídrica externa represente somente 9,6%, ficou evidente que 60,1% da água virtual importada está destinada, na forma de insumos, para o consumo intermediário das diversas cadeias produtivas do país.

Em nível setorial, verificou-se elevada concentração de água virtual na produção da Agricultura (40,7%) e da Pecuária (24,6%) já que, em conjunto, respondem por 65,3% da pegada hídrica nacional. Em um patamar menor, apresentam destaque as atividades de água e gestão de resíduos, bem como o da agroindústria de alimentos. Verificou-se também que os setores da agropecuária

ria e agroindústria, em geral, e o setor água e gestão de resíduos, em particular, apresentam os maiores índices de intensidade no consumo de água virtual.

Com relação à balança comercial de água virtual, verificou-se que o Brasil é um exportador líquido, com um saldo de 8.542 hm³/ano de água virtual. Embora as exportações de água virtual (10.647 hm³/ano) não façam parte da contabilidade ambiental da pegada hídrica nacional (22.012 hm³/ano), verificou-se que elas equivalem quase a metade do consumo de água virtual do país, e os setores do agronegócio são os principais canais pelos quais o país contribui significativamente, com recursos hídricos, para o bem-estar social da população mundial.

A respeito, verificou-se que o saldo líquido exportador da balança comercial de água virtual é capaz de abastecer 79,33 milhões de habitantes com um consumo per-capita de 107,66 m³/ano. Esses habitantes equivalem a 7,7 vezes a população de Portugal, 1,2 vezes a população do Reino Unido e quase toda a população da Alemanha.

Por fim, considerando que a população mundial sofre com a escassez de água, o consumo dos recursos hídricos, além de ser uma questão ambiental, passou a ser um problema econômico. Assim, para que o consumo de água seja sustentável, a escassez e a poluição precisam ser incluídas no preço dos bens e serviços por meio da remuneração da água virtual. Isso certamente poderá criar um incentivo para consumir de forma mais racional e sustentável a água no planeta. O comércio de água virtual, com respeito ao meio ambiente, poderá criar grandes oportunidades de negócios ao Brasil por ter abundantes recursos hídricos e ser um líquido exportador de água virtual.

Referências Bibliográficas

ALLAN, J. A. (1998). Virtual water: a strategic resource. *Ground Water*, v. 36, n. 4, p. 545, 1998.

ANA. Agência Nacional de Águas (2018). *Contas econômicas ambientais da água no Brasil 2013–2015*. Brasília: Agência Nacional de Águas, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Secretaria de Recursos Hídricos e Qualidade Ambiental, 2018.

BICKNELL, K. B., BALL, R. J., CULLEN, R. & BIGSBY, H. R. (1998). New methodology for the ecological footprint with an application to the New Zealand economy. *Ecological Economics*, v. 27, n. 2, p. 149–160, 1998.

BLNINGER, T. & KOTSUKA, L. K. (2015). Conceitos de água virtual e pegada hídrica: estudo de caso da soja e óleo de soja no Brasil. *Revista Recursos Hídricos [online]*, v. 36, n. 1, p. 15–24, mai. 2015.

CHAPAGAIN, A. K. & HOEKSTRA, A. Y. (2007). The water footprint of coffee and tea consumption in the Netherlands. *Ecological Economics*, v. 64, p. 109–118, 2007.

DIETZENBACHER, E. & VELAZQUEZ, E. (2007). Analyzing Andalusian virtual water trade in an input–output framework. *Regional Studies*, v. 41, n. 2, p. 185–196, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1080/00343400600929077>.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (2016). *Notícias*, 2016. Disponível em <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/>

12990229/brasil-esta-entre-os-paises-com-maior-area-irrigada-do-mundo. Acesso em: 19 fev. 2019.

GLEICK, P. H. (2000). The changing water paradigm: A look at twenty-first century water resources development. *Water International*, v. 25, p. 127–138, 2000.

HILGEMBERG, E. M. & GUILHOTO, J. J. M. (2006). Uso de combustíveis e emissões de CO₂ no Brasil: um modelo inter-regional de insumo-produto. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 16, n. 1, p. 49–99, abr. 2006.

HOEKSTRA, A. Y. (2009). Human appropriation of natural capital: A comparison of ecological footprint and water footprint analysis. *Ecological Economics*, v. 68, p. 1963–1974, 2009.

HOEKSTRA, A. Y. & CHAPAGAIN, A. K. (2007). Water footprints of nations: water use by people as a function of their consumption pattern. *Water Resources Management*, n. 21, p. 35–48, 2007.

HOEKSTRA, A. Y., CHAPAGAIN, A. K., ALDAYA, M. M. & MEKONNEN, M. M. (2011). *The Water Footprint Assessment Manual: Setting the Global Standard*. London: Earthscan, 2011.

HOEKSTRA, A. Y. & HUNG, P. Q. (2002). Virtual water trade: a quantification of virtual water flows between nations in relation to international crop trade. *Value of Water Research Report Series*, n. 11. Delft, The Netherlands: UNESCO-IHE, 2002.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2018a). *Contas Nacionais n. 60. Contas Econômicas Ambientais da Água de 2013-2015*- CEEA. Rio de Janeiro: IBGE, 2018a.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2018b). *Contas Nacionais n. 62. Matriz de Insumo Produto 2015*. Rio de Janeiro: IBGE, 2018b.

LEONTIEF, W. (1970). Environmental repercussions and the economic structure: An input-output approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 52, n. 3, p. 262–271, 1970.

MONTOYA, M. A., BERTUSSI, L. A., LOPES, R. L. & FINAMORE, E. F. (2019). Uma nota sobre consumo energético, emissões, renda e emprego na cadeia de soja no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 73, n. 3, p. 345-369, jul./set. 2019. DOI: <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20190016>.

MONTOYA, M. A. & FINAMORE, E. F. A. (2019a). As relações intersectoriais dos recursos hídricos na economia brasileira. *Texto para discussão*, n. 11, 2019a. Disponível em https://www.upf.br/_uploads/Conteudo/cepeac/textos-discussao/11-2019.pdf Acesso em: 8 set. 2019.

MONTOYA, M. A. & FINAMORE, E. F. A. (2019b). Os recursos hídricos no agronegócio brasileiro: uma análise insumo-produto do uso, consumo, eficiência e intensidade. *Texto para discussão*, n. 10, 2019b. Disponível em https://www.upf.br/_uploads/Conteudo/cepeac/textos-discussao/10-2019.pdf. Acesso em: 10 nov. 2019.

- MONTOYA, M. A., LOPES, R. L. & GUILHOTO, J. J. M. (2014). Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da Matriz Insumo-Produto: uma avaliação metodológica. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 18, n. 3, p. 379–419. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea463>.
- MONTOYA, M. A. & PASQUAL, C. A. (2015). O uso setorial de energia renovável versus não renovável e as emissões de CO₂ na economia brasileira: um modelo insumo-produto híbrido para 53 setores. *Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p. 288–335, ago. 2015.
- OEL, P. R. & HOEKSTRA, A. Y. (2012). Towards quantification of the water footprint of paper: A first estimate of its consumptive component. *Water Resource Management*, v. 11, p. 9942–9949, 2012.
- PENA, R. F. A. (2018). Escassez de água no Brasil. *Brasil Escola*, 2018. Disponível em <https://brasilecola.uol.com.br/geografia/escassez-agua-no-brasil.htm>. Acesso em: 24 out. 2018.
- PICOLI, I. T. (2016), PhD thesis. *Pegada hídrica da economia brasileira: uma análise de insumo-produto*. 2016. 129 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) - Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2016.
- RODRIGUEZ, C. I., GALARRETA, V. A. R. & KRUSE, E. E. (2014). Analysis of water footprint of potato production in the pampean region of Argentina. *Analysis of water footprint of potato production in the pampean region of Argentina*, v. 90, p. 91–96, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.11.075>.
- SU, M. H., HUANG, C. H., LI, W. Y., TSO, C. T. & LUR, H. S. (2015). Water footprint analysis of bioethanol energy crops in Taiwan. *Journal of Cleaner Production*, v. 88, p. 132–e138, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.06.020>.
- UKIDWE, N. U. & BAKSHI, B. R. (2004). Thermodynamic accounting of ecosystem contribution to economic sectors with application to 1992 U.S. economy. *Environmental Science & Technology*, v. 38, n. 18, p. 4810–4827, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1021/es035367t>.
- USSAMI, K. A. & GUILHOTO, J. J. M. (2018). Economic and water dependence among regions: The case of Alto Tiete, São Paulo State, Brazil. *Economia*, v. 19, n. 3, p. 350–376, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econ.2018.06.001>.
- VISENTIN, J. C. & GUILHOTO, J. J. M. (2019). The Role of Interregional Trade in Virtual Water on the Blue Water Footprint and the Water Exploitation Index in Brazil. *The Review of Regional Studies*, v. 49, n. 2, p. 299–322, 2019.
- WICHELNS, D. (2010). Virtual water: a helpful perspective, but not a sufficient policy criterion. *Water Resource Management*, n. 24, p. 2203–2219, 2010.
- WIEDMANN, T., LENZEN, M., TURNER, K. & BARRETT, J. (2007). Examining the global environmental impact of regional consumption activities - Part 2: review of input-output models for the assessment of environmental

impacts embodied in trade. *Ecological Economics*, v. 61, p. 15–26, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2006.12.003>.

WIEDMANN, T., MINX, J., BARRETT, J. & WACKERNAGEL, M. (2006). Allocating ecological footprints to final consumption categories with input-output analysis. *Ecological Economics*, v. 56, p. 28–48, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2005.05.012>.

ZHANG, Z., YANG, H. & SHI, M. (2011). Analyses of water footprint of Beijing in an interregional input-output framework. *Ecological Economics*, v. 70, p. 2494–2502, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2011.08.011>.

ZHAO, X., B, C. & F, Y. Z. (2009). National water footprint in an input-output framework: a case study of China 2002. *Ecological Modelling*, v. 220, p. 245–253, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2008.09.016>.

ZHI, Y., YANG, Z. F. & YIN, X. A. (2014). Decomposition analysis of water footprint changes in a water-limited river basin: a case study of the Haihe River basin, China. *Hydrology and Earth System Sciences*, v. 18, p. 1549–1559, 2014. DOI: 10.5194/hess-18-1549-2014.

Apêndice A

Tabela A.1: Os fluxos relativos do uso e consumo da água na economia brasileira - 2015 (hm³/ano e percentuais)

Fluxos	Recursos e usos (hm ³ /ano)	Atividades econômicas						Total das atividades (7)	Famílias (8)	Total (9)
		Agro. (1)	Ind. Extrativa (2)	Ind. Trans. e construção (3)	Eletricidade e gás (4)	Água e esgoto (5)	Demais atividades (6)			
Do meio ambiente	1. Retirada total.	32.505	1.037	6.112	3.114.293	47.085		3.201.032	699	3.201.731
Dentro da economia	2. Uso de água proveniente de outras atividades econômicas.	1.138	7	277	7	6.914	2.045	10.389	7.387	17.775
	3. Uso total da água (1+2).	33.643	1.044	6.389	3.114.300	53.999	2.045	3.211.421	8.086	3.219.507
Dentro da economia	4. Suprimento para outras atividades econômicas.	0	4	171	4	10.862	1.298	12.340	5.436	17.776
Retorno para o meio ambiente	5. Retorno total.	9.938	758	2.768	3.114.195	40.868		3.168.527	2.604	3.171.131
Retorno para o meio ambiente	6. Total fornecido (4+5).	9.939	762	2.939	3.114.199	51.730	1.298	3.180.867	8.040	3.188.907
	7. Consumo total (3-6).	23.704	282	3.450	101	2.270	748	30.554	46	30.600
	8. Participação no Uso total das atividades (3/coluna 8).	1,05%	0,03%	0,20%	96,98%	1,68%	0,06%	100,00%	0,25%	100,00%
	9. Participação no Consumo total das atividades (7/coluna 8).	77,58%	0,92%	11,29%	0,33%	7,43%	2,45%	100,00%	0,15%	100,00%

Fonte: IBGE, Ministério do Meio Ambiente, ANA. Agência Nacional de Águas (2018).

A POLÍTICA TARIFÁRIA COMO INSTRUMENTO DE GESTÃO DA DEMANDA POR ÁGUA: ESTIMANDO A ELASTICIDADE PREÇO DA DEMANDA NOS MUNICÍPIOS DO RIO GRANDE DO SUL, 2010-2016

CRISTIANO PONZONI GHINIS *
ADELAR FOCHEZATTO †
CHRISTIAN VELLOSO KUHN ‡

Resumo

Problemas de abastecimento de água no Brasil têm sido frequentes nos últimos anos, tornando-se alvo importante para políticas públicas. Entre os seus fatores causadores estão a poluição de rios e mananciais e o consumo descontrolado. Este estudo busca estimar a elasticidade preço da demanda por água nos municípios gaúchos no período 2010-2016. Para isso é usado um modelo de dados em painel com informações do SNIS. Os resultados apontam que a política tarifária pode ser usada como um instrumento eficaz para a redução do consumo de água no Rio Grande do Sul.

Palavras-chave: elasticidade preço, demanda por água, dados em painel.

Abstract

Problems of water supply in Brazil have been frequent in recent years, becoming an important target for public policies. Among its causal factors are the pollution of rivers and springs and uncontrolled consumption. This study seeks to estimate the price elasticity of demand for water in the municipalities of Rio Grande do Sul in the period 2010-2016. For this, a panel data model with SNIS information is used. The results indicate that the tariff policy can be used as an effective instrument to reduce water consumption in Rio Grande do Sul.

Keywords: price elasticity, water demand, panel data.

JEL classification: D12, Q21, Q01.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea156233>

* Mestre em Economia do Desenvolvimento. Economista do DMAE/PMPA. E-mail: cristiano.p.nop.ghinis@dmae.prefpoa.com.br

† Doutor em Economia. Professor Titular da PUCRS. Pesquisador do CNPq. E-mail: adelar@puers.br

‡ Doutor em Economia pela UFRGS. Professor do Instituto Profecom. Economista da CEEE-D. E-mail: cv_kuhn@yahoo.com.br

1 Introdução

Há décadas já é conhecido e difundido o fato de que os recursos hídricos do planeta estão se esgotando gradativamente e que, além da poluição dos rios e dos mananciais, o consumo irresponsável e sem fundamentação sustentável no desenvolvimento econômico é um fator relevante na redução da disponibilidade de água. As preocupações com a escassez desse recurso atualmente alcançam os mais diversos segmentos da esfera social, política e econômica, pois os problemas ambientais têm exigido reflexões sobre a sua utilização em todos os países, sejam desenvolvidos ou em desenvolvimento.

Como agravante, a água, dentre os recursos naturais, o mais essencial à vida, encontra-se distribuída geograficamente de forma extremamente desigual, com abundância em algumas regiões e, em outras, completa escassez. Trata-se de um recurso natural cada vez mais limitado e, como tal, tem reconhecido valor econômico, cuja mensuração leva em conta o preço da conservação, da recuperação e da melhor distribuição desse bem, além dos custos de monitoramento da quantidade, bem como da qualidade da água que está à disposição dos usuários e os recursos que devem ser destinados às demais ações de gerenciamento (Albuquerque & Maia 2008).

No Brasil, entre os anos de 2014 e 2016, tem-se o exemplo da capital de São Paulo, centro econômico e financeiro do país, que vivenciou uma das maiores crises hídricas da sua história. Tal crise ocorreu em função de fatores climáticos, com longos períodos de seca, que, combinados com a falta de planejamento, afetaram seriamente a população com o desabastecimento de água. Nesse cenário, o Rio Grande do Sul, embora tenha maior disponibilidade de recursos hídricos e de oferta de água tratada comparativamente às regiões Norte e Nordeste do país, também tem tido problemas com a escassez desse recurso (o volume médio de água tratada disponibilizada por economia nas regiões Norte e Nordeste foi de 13,26 metros cúbicos ao mês em 2016, ao passo que, no estado, tal volume se situou em 18,92). Como agravante, o Rio Grande do Sul tem acompanhado a tendência nacional de aumento significativo do consumo médio *per capita* de água nos últimos anos (SNIS - Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento 2016).

De qualquer sorte, o marco regulatório sobre o setor de saneamento básico no país (que contempla, dentre outros eixos de serviços, os de abastecimento de água) foi marcado, já nos anos 1960, pela primeira política nacional de saneamento, o Plano Nacional de Saneamento (Planasa), implantado pelo Banco Nacional da Habitação (BNH) em 1968. O BNH abrigou o Sistema Financeiro de Saneamento (SFS) e foi, até meados dos anos 1980, o órgão responsável pela concessão dos financiamentos e pela própria regulação do setor. A partir desse modelo vigente até então, por meio do Decreto 82.587, que regulamentou a Lei nº 6.528, de 11 de maio de 1978, estabeleceu-se diretrizes mais claras para a cobrança pelos serviços de saneamento básico (Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/d82587.htm).

Em 1997, a Lei nº 9.433, que instituiu a Política Nacional de Recursos Hídricos (PNRH), determinou que a cobrança pelo uso de recursos hídricos tem por objetivos: reconhecer a água como um bem econômico e dar ao usuário uma indicação de seu real valor, incentivar a racionalização do uso da água e obter recursos financeiros para o financiamento dos programas e intervenções previstos nos planos de recursos hídricos (Art. 19). Portanto, a cobrança pela utilização da água passou, já a partir da referida lei, a ter como um dos

objetivos principais no Brasil o estímulo ao consumo responsável, ou, alternativamente, o incentivo à redução do desperdício no consumo. Desse modo, a referida lei traz consigo um significativo avanço nas diretrizes para a condução da política tarifária do setor, qual seja, a utilização da cobrança da água como instrumento de gestão da demanda.

Nessa perspectiva, em 05 de janeiro de 2007, foi criada no Brasil a Lei de Saneamento Básico Federal (LSB) nº 11.445, que estabeleceu as diretrizes nacionais para o saneamento básico, além do Decreto nº 7.217, de 21 de junho de 2010, que a regulamenta. No artigo 29 dessa lei, que descreve sobre os aspectos econômicos e sociais na prestação dos serviços do setor, no § 1º fica estabelecido que a instituição das tarifas, preços públicos e taxas para os serviços de saneamento básico deverá observar, dentre diversas outras diretrizes, a inibição do consumo supérfluo e do desperdício de recursos.

Contudo, a eficácia da utilização da política tarifária como instrumento de gerenciamento da demanda por água pode depender de múltiplos fatores que influenciam a relação entre os preços cobrados e o volume de água consumido, tais como: i) se (e quanto) o nível de consumo está acima daquele que poderia ser considerado como o mínimo necessário para a sobrevivência, e essa é uma medida subjetiva, pois varia para cada indivíduo e em função da própria heterogeneidade socioeconômica e ambiental no Brasil; ii) qual a disponibilidade de água em uma determinada região, dada a sua distribuição desigual no território nacional; iii) qual o peso da agropecuária e alguns segmentos da indústria (por exemplo, alimentos e bebidas) na economia local, pois são setores que utilizam amplamente a água como insumo no processo de produção, podendo apresentar maior sensibilidade aos preços; dentre diversos outros aspectos (Worthington & Hoffman 2008).

Em outras palavras, a análise da eficácia dessa política como instrumento de gestão do consumo de água depende, principalmente, da elasticidade-preço da demanda por esse bem, isto é, de qual a variação ou o quão sensível é seu o consumo dada uma variação nos seus preços. Como se trata de um bem essencial à vida, espera-se que a demanda por água seja relativamente inelástica ao nível de preços. Porém, tal relação pode não ser perfeitamente inelástica (elasticidade-preço igual à zero). A análise de sensibilidade do nível de consumo de água em relação à sua cobrança é fundamental na orientação de políticas públicas que visem incentivar a racionalização do uso desse bem, principalmente em um cenário de escassez de recursos hídricos. E alguns estudos apontam que, em termos qualitativos, o estado já sofre com a escassez de disponibilidade de água (Célia 2007).

Ademais, como instrumento de gerenciamento interno da política de preços das prestadoras, a análise da significância e da magnitude dessa relação é central, inclusive, para a tomada de decisões quanto à condução da própria política tarifária, dado que, conforme o Decreto nº 7.217, Artigo 27, Inciso IV, os preços cobrados devem considerar a modicidade tarifária, mas, ao mesmo tempo, assegurar o equilíbrio econômico-financeiro das empresas, de modo a garantir a universalização do acesso da população aos serviços de saneamento básico.

Nesse contexto, o presente trabalho busca investigar a relação entre a política tarifária do setor nos municípios gaúchos e o comportamento da demanda por água, estimando-se o quão sensível tem se mostrado o seu consumo em função de variações no nível de preços. Isto é, propõe-se mensurar a elasticidade-preço da demanda do setor no Rio Grande do Sul. Além disso,

dada a heterogeneidade ambiental e socioeconômica das regiões do estado, procura-se estimar também a elasticidade da demanda por água especificamente na capital gaúcha, para verificar se existe diferença significativa em relação aos demais municípios do Rio Grande do Sul. Para tanto, utiliza-se principalmente a base de dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) para todos os municípios gaúchos no período 2010-2016. E, com estes, busca-se a especificação e a mensuração de parâmetros a partir da análise de dados em painel, considerando os cortes seccional e temporal supracitados.

Este trabalho foi organizado em 5 seções. Além da presente introdução, na segunda seção, busca-se analisar algumas características municipais do consumo de água, enfatizando-se a capital e o Rio Grande do Sul no contexto nacional. Na seção seguinte, apresentam-se a metodologia e a especificação das variáveis do modelo de dados em painel a ser estimado. Na quarta, demonstram-se os principais resultados dos parâmetros estimados no Rio Grande do Sul, e se testa se há diferença significativa na capital gaúcha. Por fim, na quinta seção, apresentam-se as considerações finais do trabalho.

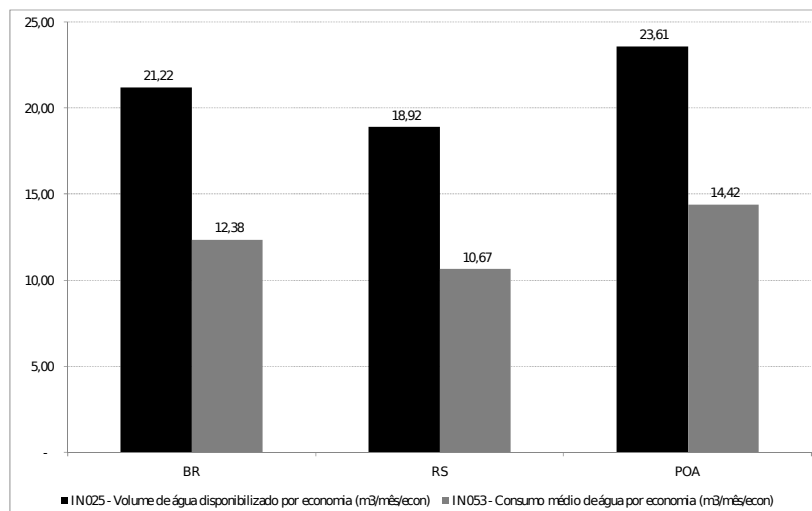
2 Caracterização da Demanda por Água no Território Gaúcho

O Brasil como um todo sempre se caracterizou pela abundância de recursos naturais, dentre os quais a água, comparativamente aos países desenvolvidos. Contudo, ao longo dos anos, a expansão das atividades econômicas sem base no crescimento sustentável, com tecnologias de produção que não previam a otimização do consumo de água e a minimização de emissão de potenciais poluidores; o crescimento populacional nas capitais brasileiras sem contrapartida da redução do consumo *per capita*, com base no consumo responsável (ao contrário, conforme dados do SNIS de 2001 a 2016, houve um sensível aumento do volume consumido por habitante em várias regiões do país ao longo dos anos); a expansão da construção civil, acelerando o número de domicílios ocupados e o próprio processo de urbanização, principalmente em contextos de redução dos juros e expansão do crédito; dentre diversos outros fatores, têm contribuído para a redução da disponibilidade e qualidade da água no país. Isso inclui as grandes capitais.

No contexto nacional, em contraste aos municípios da região Nordeste, o Rio Grande do Sul sempre se caracterizou pela disponibilidade de recursos hídricos. A Figura 1 mostra a oferta, medida pelo volume de água disponibilizado por unidade consumidora, e a demanda, mensurada pelo volume de água consumido por economia ($m^3/mês/economia$), no país, no estado e em Porto Alegre. Observa-se que, tanto o Rio Grande do Sul, quanto a capital, em maior medida, de fato, caracterizam-se pelo volume superior de água tratada disponibilizada em relação à demanda por economia. Mais precisamente, no Brasil, no estado e na capital, o consumo representou, respectivamente, 58,3%, 56,4% e 61,1% da disponibilidade de água tratada por economia em 2016, segundo dados do SNIS. Isso não significa que não haja o comprometimento cada vez maior da disponibilidade de recursos hídricos, em função da própria escassez em termos da qualidade dos mesmos. Mas, em alguns estados da região Norte, por exemplo, em Roraima e Tocantins, tal percentual atingiu 81,9 e 83,3%, respectivamente, no mesmo ano.

A Figura 2 mostra a evolução da oferta e da demanda de água por econo-

Figura 1: Disponibilidade e consumo de água por economia no Brasil, Rio Grande do Sul e Porto Alegre (m³/mês/economia) – 2016



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

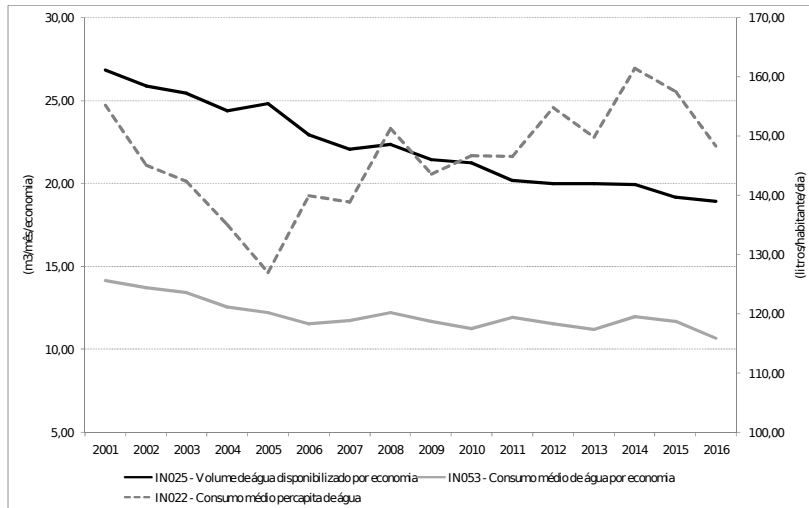
mia e por habitante no Rio Grande do Sul nos anos 2001-2016. Observa-se que o volume de água disponibilizado por economia (m³/mês/economia) tem registrado sucessivas quedas ao longo dos anos 2001-2016, mais precisamente, de -29,5% em todo o período. Tais decréscimos têm sido acompanhados, porém em menor proporção, pelo comportamento da demanda, com uma diminuição de -24,6% na média do volume consumido por economia nos mesmos anos. Em contraste, quando se analisa a tendência da demanda pelo consumo médio *per capita* de água, nota-se que o consumo caiu até 2005, mas voltou a crescer significativamente a partir de então e se estabilizou em um patamar muito próximo ao ano base de 2001 no último ano em estudo, 2016.

Comparativamente ao Brasil, o comportamento do consumo médio *per capita* do Rio Grande do Sul seguiu praticamente a mesma tendência nacional, principalmente nos últimos anos, quando a demanda, medida por esse indicador, teve um comportamento crescente (Figura 3). Chama a atenção, no entanto, que, considerando a capital gaúcha, o consumo médio *per capita* de Porto Alegre sempre esteve substancialmente acima das médias apresentadas no estado e no país. Em 2001, esta já se estabelecia em 236,5 litros/habitante/dia. E, em 2016, apesar da suave queda em relação ao ano inicial, ainda permaneceu em 220,3 litros/habitante/dia, ficando superior às médias do país e do estado em 43,5% e 48,5%, respectivamente. Segundo informações do SNIS, em 2016 Porto Alegre registrou a segunda maior média de consumo *per capita* dentre as capitais brasileiras, ficando abaixo apenas da cidade do Rio de Janeiro, cujo consumo foi de 328,9¹ litros/habitante/dia (SNIS - Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento 2016).

Como se observa na Figura 4 (a), nos demais municípios gaúchos, a maior concentração de cidades ocorreu em 2016, nas faixas de consumo ainda abaixo da média da capital, quais sejam: 232 municípios, ou 49,9% do total das

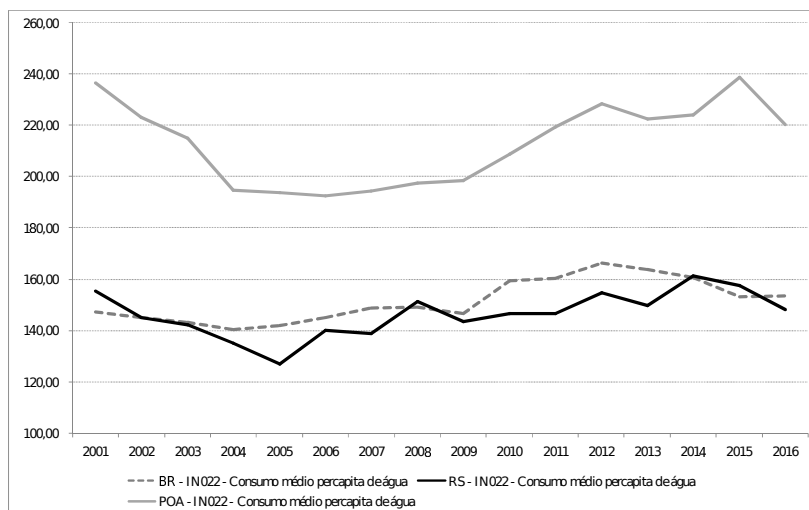
¹Um dos fatores que podem contribuir na explicação do elevado consumo na capital carioca, comparativamente a Porto Alegre, é a maior proporção de economias não residenciais no total de unidades de consumo.

Figura 2: Indicadores de consumo e disponibilidade da água no Rio Grande do Sul - 2001-2016



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

Figura 3: Consumo médio *per capita* no Brasil, Rio Grande do Sul e Porto Alegre (litros/habitante/dia) - 2001-2016



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

cidades gaúchas, situaram-se na faixa de consumo médio *per capita* (entre 118 e 177,1 litros/habitante/dia) e 174 municípios (totalizando 87,3% das cidades do estado) registraram consumo entre 59 e 118 litros/habitante/dia². Na faixa de consumo em que se inclui a capital gaúcha, entre 177 e 236 litros/habitante/dia, houve concentração de 33 municípios do estado, somando 94,4% das cidades. De outra parte, menores concentrações puderam ser observadas nas faixas de 236 a 590 litros/habitante/dia, totalizando 5,6% restantes do total de municípios gaúchos³.

Sob o ponto de vista do consumo em relação à disponibilidade de água tratada por economia (isto é, da proporção da oferta destinada ao consumo das economias), embora com menor concentração, destacaram-se as faixas de consumo médio *per capita* entre 50% e 60%, 61% e 70% e 71% e 80%, as quais, conjuntamente, representaram mais da metade dos municípios gaúchos (especificamente, 56,1% do total das cidades). Além destes, 124 cidades apresentaram faixas preocupantes de 80% e 90%, e 91% e 100%, o que representa 24,6% dos municípios do estado, acumulando 80,7% das cidades (Figura 4 (b)). Ou seja, embora o Rio Grande do Sul não se caracterize, historicamente, pela escassez de recursos hídricos, parcelas significativas de municípios gaúchos têm registrado elevados níveis de consumo proporcionalmente à disponibilidade de água tratada.

O Apêndice 1 apresenta um mapa quantílico, que exhibe distribuições de categorias de consumo médio *per capita* com igual número de observações de municípios, em 5 faixas aproximadas a cada 100 municípios gaúchos. Observa-se que os maiores consumos ocorreram, em 2016, nas cidades de Erechim, Westfalia, Caxias do Sul, Bento Gonçalves, Canela, Triunfo, Gramado, dentre outros, além da capital gaúcha. Estes, majoritariamente, conforme dados do SNIS, apresentaram maiores proporções do número de unidades consumidoras não residenciais no total de economias, à exceção de Porto Alegre e alguns outros municípios⁴. Em oposição, naquelas cidades cujo consumo foi predominantemente residencial, observaram-se as menores médias *per capita* do indicador, a saber: Charrua, Pontão, Engenho Velho, Alto Feliz, Novo Tiradentes, Barra Funda, Capão Bonito do Sul, dentre outras. De outra parte, em síntese, como se observa no Apêndice 2, que mostra o consumo em relação à disponibilidade de água tratada por economia, a distribuição do indicador no território gaúcho é muito similar ao caso anterior. Isto é, em grande medida, as cidades gaúchas que apresentaram maiores médias de consumo estão, de fato, comprometendo parcelas significativas da oferta de água tratada.

3 Metodologia

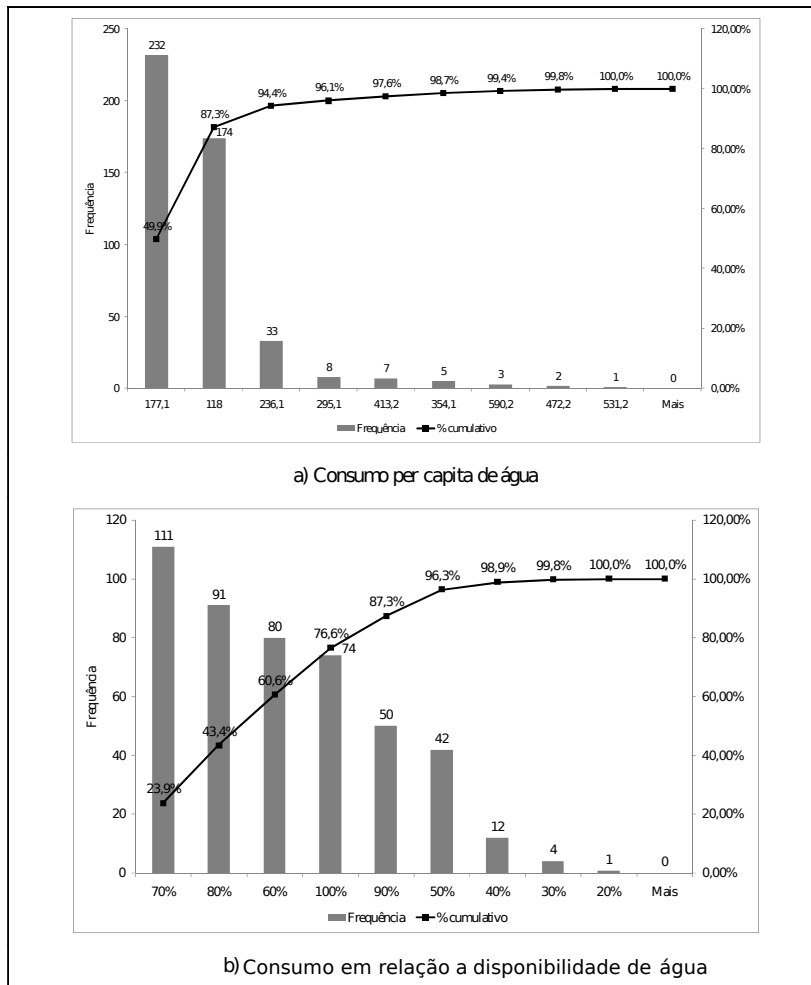
A elasticidade preço da demanda (E_p) é um conceito bem difundido na teoria econômica. Ela mede a variação proporcional na quantidade demandada de um determinado bem ou serviço em função de uma variação proporcional

²Conforme informações da Organização Mundial da Saúde (OMS), o consumo mínimo diário, considerando todas as necessidades humanas no uso da água, situa-se em torno de 110 litros/habitante/dia (Fonte: <https://www.who.int/eportuguese/countries/bra/pt/>).

³Nesses casos, cabe salientar que se observa pesos maiores da agropecuária e de alguns segmentos da indústria na estrutura produtiva econômica local.

⁴Em 2016, o município com maior consumo médio *per capita* foi Vale Real, com 590,23 litros/habitante/dia. Porém, é importante frisar que o baixo índice de micromedição, segundo os próprios dados do SNIS, gera incertezas nesse caso.

Figura 4: Figura 1 - Distribuição de frequências do consumo *per capita* e do consumo em relação a disponibilidade de água nos municípios gaúchos – 2016.



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

no seu preço. Em outras palavras, ela mede o quão sensível é a demanda em função de variações no nível de preços. Ela tende a ser negativa, isto é, aumentos nos preços proporcionam a redução na quantidade demandada. E pode ser representada como:

$$E_p = \frac{\Delta Q/Q}{\Delta P/P}$$

em que: E_p é a elasticidade-preço da demanda; Q é a quantidade demandada e P , o preço do bem. Quando $E_p < -1$ (ou, em módulo, $|E_p| > 1$), variações no preço tendem a diminuir a quantidade demanda em maior proporção, ou seja, a demanda é elástica aos preços. Se $E_p > -1$ (ou, em módulo, $|E_p| < 1$), aumentos no preço tendem a reduzir a demanda em menor magnitude, sendo a demanda inelástica. Caso $E_p = 0$, isso significa que variações no preço não geram alterações na quantidade demandada, ou a demanda é perfeitamente inelástica. Já, se $E_p = \alpha$, ou seja, se a elasticidade tende ao infinito, por exemplo, no caso de bens substitutos perfeitos, a demanda é perfeitamente elástica (Varian 1990).

Como a água é um bem essencial a vida, pode-se esperar que a sua demanda seja inelástica ao nível de tarifas cobradas. Contudo, tal relação pode não ser perfeitamente inelástica. Dada a sua importância vital e o contexto de cada vez maior preocupação mundial quanto à disponibilidade de recursos hídricos, diversos trabalhos têm buscado estudar a relação empírica entre os preços e a demanda por esse bem. Worthington & Hoffman (2008) fizeram uma compilação desses estudos empíricos aplicados nos últimos 25 anos por diversos autores nos Estados Unidos. Os autores concluíram que, em grande parte deles, as variáveis utilizadas nos modelos foram relacionadas aos preços e à estrutura tarifária, aos níveis de renda, às condições climáticas e ambientais que determinaram componentes sazonais no consumo, ao crescimento populacional e do número de domicílios, aos níveis de educação e a outras variáveis não monetárias que impactam nos padrões culturais de demanda. De um modo geral, os estudos concluíram que a elasticidade preço da demanda para o país como um todo tem sido estimada com coeficientes negativos em torno de 0,5, ou seja, aumentos das tarifas de 1% podem ter induzido quedas no consumo em torno de 0,5%.

Em termos regionais, já no início da década de 70, o trabalho de Wong (1972) buscou analisar a relação entre política tarifária e o consumo de água nos municípios do nordeste de Illinois. Como principal conclusão, o estudo encontrou elasticidade preço da demanda pelo bem que variaram de -0,02 a -0,82, com resultados estatisticamente significativos na maioria dos municípios. Young (1973), em semelhante abordagem, testou a significância na relação entre demanda e tarifas de água no caso de Tucson, cidade do sudoeste do Arizona. O autor chegou à estimativa de elasticidade preço do consumo de água situada em -0,42. Foster & Beattie (1979) estudaram essa relação para o consumo de municípios predominantemente urbanos dos Estados Unidos, estimando resultados que alcançaram entre -0,30 e -0,69, para coeficientes significativos dessa elasticidade. Schneider & Whitlach (1991), neste enfoque, mas investigando especificamente o consumo residencial de água, estimaram esse parâmetro na faixa de -0,26 para o município de Columbus, no estado de Ohio. Tais trabalhos mostram a importância de se estudar essa relação, pois, apesar das evidências de que a demanda é inelástica ao preço, na grande

maioria dos casos, ela se mostrou diferente de zero e significativa, revelando ser este um instrumento válido para práticas de políticas públicas que visam estimular a responsabilidade no consumo.

Ademais, no Brasil, observa-se a existência de poucos trabalhos com tal abordagem. Por exemplo, Rosa et al. (2006) estimam tal parâmetro para o caso do estado do Ceará. Os autores, utilizando dados em corte seccional para os municípios do estado, estimam um coeficiente negativo de -0,355, considerando o consumo residencial urbano de água. Já Amaral (2000), com base em um modelo de séries temporais, conclui que o consumo de água em Piracicaba pode ser explicado principalmente pelo consumo passado, observando componentes de persistência e sazonalidade da variável ao longo tempo. Outro ponto a ser considerado, portanto, é que o presente estudo utiliza um modelo de dados em painel, ainda pouco explorado para esse tema no país.

Neste trabalho, propõe-se a aplicação de um modelo com o uso de dados em painel, no qual todos os municípios gaúchos com informações declaradas no SNIS foram observados ao longo do período 2010-2016. Tal corte temporal se justifica em função da disponibilidade de dados municipais nas fontes de informações utilizadas, as quais são a seguir demonstradas.

Os modelos de dados em painel combinam dados de séries temporais e em corte seccional, tendo como vantagem, em geral, um grande número de graus de liberdade na estimação dos parâmetros (Coelli et al. 1998).

Entre os modelos de dados em painel mais utilizados estão: o Modelo de Regressões Aparentemente Não Relacionadas (Seemingly Unrelated Regressions - SUR), o Modelo de Efeitos Fixos e o Modelo de Efeitos Aleatórios. O Modelo SUR supõe que o intercepto e os parâmetros de resposta a serem estimados diferem entre os indivíduos, mas são constantes no tempo. E, por isso, possui uma limitação. Quando o número de indivíduos é muito grande o número de parâmetros a ser estimado também será grande, restringindo os graus de liberdade na estimação dos parâmetros e podendo levar a estimativas pouco fidedignas do modelo em questão.

O Modelo de Efeitos Fixos busca controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Assim, supõe que o intercepto varia de um indivíduo para outro, porém é constante ao longo do tempo, ao passo que os parâmetros de resposta a serem estimados são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo (Hill et al. 1999). Ele é a melhor opção para modelar os dados em painel quando o intercepto é correlacionado com as variáveis explicativas, seja qual for o período de tempo (Wooldridge 2002).

O Modelo de Efeitos Aleatórios (Variáveis) possui as mesmas suposições do Modelo de Efeitos Fixos, ou seja, o intercepto varia de um indivíduo para outro, mas não ao longo do tempo, sendo os parâmetros de resposta constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo. No entanto, a diferença entre os dois modelos refere-se ao tratamento do intercepto. Enquanto o Modelo de Efeitos Fixos trata o intercepto como parâmetros fixos, o de efeitos aleatórios trata o intercepto como variáveis aleatórias. Isto é, considera que os indivíduos para os quais se dispõem de dados são amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos (Hill et al. 1999).

Conforme Wooldridge (2002) e Asteriou & G (2007), o principal determinante para a escolha do modelo a ser utilizado é o efeito não observado, ou seja, a diferenciação do intercepto entre os indivíduos. Quando ele não é correlacionado com as variáveis explicativas, o Modelo de Efeitos Aleatórios é o

mais indicado. Em contraste, quando ele for correlacionado com algumas variáveis explicativas, então o Modelo de Efeitos Fixos deve ser utilizado. Para testar tal correlação, segundo os autores, deve-se utilizar o Teste de Hausman. Neste estudo, os resultados para esse teste apontaram para a escolha do Modelo de Efeitos Fixos. Portanto, a equação a ser estimada, com base nos estudos empíricos anteriormente abordados, foi definida como:

$$\begin{aligned} \ln(D_{Ait}) = & C_i + \beta_1 \ln(P_{it}) + \beta_2 \ln(DOM_{it}) + \beta_3 \ln(POP_{it}) + \beta_4 \ln(T_{it}) \\ & + \beta_5 \ln(IND_{it}) + \beta_6 \ln(AGRO_{it}) + \beta_7 \ln(ESC1_{it}) \\ & + \beta_8 \ln(ESC2_{it}) + \beta_9 \ln(ESC3_{it}) + \beta_{10} \ln(REM_{it}) \\ & + \beta_{11} \ln(DPOA * P_{it}) + u_{1it} \end{aligned}$$

em que: D_A = volume de água consumido, em metros cúbicos; C = constante estimada; P = tarifa média de água cobrada pelos serviços, em reais por metro cúbico faturado, a preços constantes de 2016, usando como deflator o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)⁵; DOM = número de domicílios; POP = taxa de crescimento populacional; T = temperatura média anual; IND = taxas de crescimento reais da produção do setor industrial⁶; $AGRO$ = taxas de crescimento reais da produção do setor agropecuário⁷; ESC_1 = proporção da população economicamente ativa, medida a partir do emprego formal, classificada como analfabeta; ESC_2 = proporção da PEA, medida pelo emprego formal, com nível fundamental completo; ESC_3 = proporção da PEA com, no mínimo, ensino médio incompleto (diversos estudos têm comprovado que o nível educacional da população adulta é estatisticamente significativo na determinação do comportamento do consumo); REM = PIB municipal *per capita*, a preços constantes de 2016, usando como deflator o Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M); $DPOA$ = variável *dummy* que assume o valor 1 quando se trata do município de Porto Alegre; u_1 = termo de erro aleatório que captura a influência de outras variáveis não especificadas no modelo; \ln = logaritmo natural; i e t = notações que indicam que as observações se referem ao município “ i ” (corte seccional) e período “ t ” (corte temporal anual). Cabe enfatizar, novamente, que todas as informações constantes nesse modelo foram utilizadas por município e por ano, no período 2010-2016, com dados disponíveis nas bases cujas fontes são mostradas na Tabela 1.

Teoricamente, e como alguns estudos têm comprovado, espera-se que o aumento do preço possa gerar uma diminuição no consumo de água. Em relação às demais variáveis, espera-se que o crescimento populacional e do número de domicílios tenda a gerar um aumento do consumo de água, assim como elevações na temperatura média. Como uma parcela significativa na demanda por água é dada em função da agricultura e alguns segmentos da indústria (principalmente de bebidas), o consumo de água também pode estar diretamente relacionado com essas variáveis. Ademais, dada a conscientização educacional, quanto maior o nível de educação dos indivíduos, espera-se que menor

⁵O IPCA é o indexador de tarifas de água mais utilizado nas 30 maiores prestadoras desse serviço no Brasil.

⁶A escolha dessa variável reside no fato de parcela significativa do consumo de água ser da indústria.

⁷Em diversos municípios predominantemente rurais no Brasil, o consumo de água é determinado, principalmente, pelo ritmo de expansão das atividades agropecuárias.

Tabela 1: Fontes dos dados utilizados no modelo por variável

Dados	Fonte	Disponível em:	Acesso em:
D_A	Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento	http://www.snis.gov.br/aplicacao-web-serie-historica	18/12/2018
P	Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento	http://www.snis.gov.br/aplicacao-web-serie-historica	18/12/2018
$DOM^{(*)}$	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE / Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD	https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/downloads-estatisticas.html	18/12/2018
POP	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE / Censo Demográfico 2010 e Estimativas de População	https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/downloads-estatisticas.html	18/12/2018
T	Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento / Instituto Nacional de Meteorologia - INMET / Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa - BDMEP	http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep	23/12/2018

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: (*) Para o número de domicílios, a PNAD fornece somente dados para as Regiões Metropolitanas do Brasil, sendo que, para complementar as informações, utilizou-se como variável *proxy* o número de economias ativas com abastecimento de água, pois as prestadoras informam ao SNIS todas as formas de abastecimento (e não apenas via redes de distribuição), isto é, há uma tendência de alta correlação entre o número de domicílios e estas economias.

Tabela 1: Fontes dos dados utilizados no modelo por variável (continuação)

Dados	Fonte	Disponível em:	Acesso em:
IND	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE / PIB Municípios	http://downloads.ibge.gov.br/downloads_estatisticas.htm PIB	23/12/2018
AGRO	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE / PIB Municípios	http://downloads.ibge.gov.br/downloads_estatisticas.htm PIB	23/12/2018
ESC1, ESC2 e ESC3	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE / Censo Demográfico 2010 e Estimativas de População; e Ministério do Trabalho e Emprego - MTE/ Relação Anual de Informações Sociais - RAIS	https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/downloads-estatisticas.html http://www.rais.gov.br/sitio/index.jsf	23/12/2018
REM	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE / PIB Municípios	http://downloads.ibge.gov.br/downloads_estatisticas.htm PIB	23/12/2018
Deflator	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE/ Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).	https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/downloads-estatisticas.html	18/12/2018

Fonte: Elaboração dos Autores.

Nota: (*) Para o número de domicílios, a PNAD fornece somente dados para as regiões metropolitanas do Brasil, sendo que, para complementar as informações, utilizou-se como variável *proxy* o número de economias ativas com abastecimento de água, pois as prestadoras informam ao SNIS todas as formas de abastecimento (e não apenas via redes de distribuição), isto é, há uma tendência de alta correlação entre o número de domicílios e essas economias.

tenda a ser o consumo de água, sendo que relação similar pode ocorrer com respeito aos níveis de renda (Worthington & Hoffman 2008).

Assim, em termos do modelo especificado, como resultado principal, o coeficiente β_1 estimado dará o sentido (relação direta, caso positivo, ou inversa, quando negativo, sendo que, conforme o esperado, o aumento de preço de um bem normal tende a reduzir o seu consumo) e a magnitude dos efeitos de variações no preço sobre alterações percentuais da demanda dos serviços. Se $\beta_1 = 0$ (ou próximo de zero), isso significa que mudanças nos preços não afetam significativamente o nível de consumo dos serviços. Quando $\beta_1 = 1$, ou próximo da unidade, isso quer dizer que um aumento na tarifa gera, em média, uma redução de consumo praticamente na mesma proporção. Se $\beta_1 < 1$, pode-se inferir que, em média, mudanças na política tarifária impactam a demanda em menor proporção (ou seja, o consumo de água tende a ser inelástico aos preços). E o inverso ocorre quando $\beta_1 > 1$, pois variações tarifárias podem causar mudanças no consumo em maior magnitude, sendo a demanda elástica às tarifas cobradas. Ademais, dada a heterogeneidade municipal das características ambientais, socioeconômicas e, por conseguinte, do próprio consumo, com o parâmetro β_{11} , estima-se se há diferença significativa nessa relação para a capital gaúcha. E este tem a mesma interpretação de β_1 .

Um dos problemas geralmente encontrados na estimação de modelos de demanda é a presença de vies de simultaneidade. Nos modelos de equações simultâneas, estão envolvidas mais de uma variável dependente, ou endógena, tornando-se necessárias tantas equações quantas forem o número de variáveis endógenas. No caso das curvas de demanda, os preços podem afetar tanto a quantidade demandada quanto a ofertada de um determinado bem, no caso, a água. Sob a hipótese de simultaneidade, a variável explanatória endógena se torna estocástica e está geralmente correlacionada com o termo de erro. Nesse caso, o método clássico de mínimos quadrados ordinários (MQO) tende a gerar estimadores não consistentes, que não convergem para os seus verdadeiros valores populacionais. Por outro lado, caso não haja simultaneidade, tais estimadores serão consistentes e eficientes (Gujarati 2006).

O primeiro passo é então testar a presença de vies de simultaneidade. Caso esse vies esteja presente, a literatura aponta algumas alternativas para resolver o problema. Por exemplo, Pizaia & Alves (2008) utilizaram mais de um método de estimação dos modelos de demanda. O primeiro foi o próprio método de mínimos quadrados ordinários (MQO); o segundo o método MCFADDEN; e o terceiro e quarto foram os métodos de estimação de equações simultâneas – método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) e método da variável instrumental (MVI). No MQ2E, exige-se três passos. O primeiro passo é a estimação do preço como função de todas as variáveis exógenas do sistema. O segundo é a obtenção, então, do valor estimado do preço marginal. E o terceiro passo é a estimativa da equação de demanda, novamente, com o preço marginal estimado. O MVI utiliza uma matriz de Variáveis Instrumentais compostas pelas variáveis exógenas do sistema. Já o método de MCFADDEN é realizado em cinco etapas. Inicialmente, estima-se a função de demanda, em sua forma estrutural original. Em seguida, obtêm-se o valor estimado da quantidade demanda. Posteriormente, estima-se o preço marginal em função da quantidade demanda prevista e do preço efetivo observado. E a última etapa é a estimação da equação de demanda, novamente, com o preço marginal estimado.

Alguns autores, entretanto, apontam que a estimativa por MQO pode ser

confiável no caso da demanda por água. Por exemplo, pode-se mencionar a semelhança entre as estimativas por MQO e por Variáveis Instrumentais obtidas em Jones & Morris (1984), Saleth & Dinar (2000) e Chicoine et al. (1986). Esse último autor estima a função de demanda por água a partir do uso de dados em cross section do consumo mensal no estado de Illinois, sendo que a elasticidade preço da demanda foi estimada em aproximadamente -0,42 em ambas as metodologias. Denisard et al. (2009) estimaram a elasticidade preço da demanda para os clientes comerciais e industriais da Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo (SABESP) também sem considerar modelos alternativos para o viés de simultaneidade. O argumento usado é que o preço é uma variável exógena no problema da firma. Tal consideração leva em conta que a estrutura tarifária é de conhecimento prévio dos agentes no momento da decisão de produção. Assim, a estrutura tarifária é resultado de uma definição institucional dos órgãos de gestão, logo ela pode ser considerada um dado para os consumidores de água. Ou seja, a estrutura tarifária da SABESP tende a ser definida por um processo independente da decisão dos produtores na alocação de seus fatores de produção.

De qualquer modo, para verificar a existência de viés de simultaneidade, este estudo usou o teste de especificação de Hausman. O Apêndice 3 mostra os passos para a aplicação do teste bem como seus resultados, que apontam para a inexistência de viés de simultaneidade no modelo estimado.

4 Resultados

A Tabela 2 abaixo mostra os resultados do modelo estimado. Foram utilizadas 3.479 observações para a estimativa dos parâmetros. O resultado do R-quadrado indica que cerca de 70% da variabilidade da demanda por água pode ser explicada por variações conjuntas dos indicadores utilizados no modelo, o que representa, empiricamente, um poder explicativo alto do modelo especificado. A estatística F indica a significância conjunta das variáveis. A estatística de Durbin-Watson fica próxima de 2, o que indica a inexistência de autocorrelação dos resíduos.

Porém, o modelo indicou evidências da existência de heterocedasticidade, isto é, a variância dos resíduos não foi constante em relação aos níveis de consumo. Nesse caso, embora não tendenciosos, os estimadores não são os mais eficientes sob o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) e, em geral, a inferência pode ficar prejudicada, pois os testes de significância dos parâmetros tendem a ter valores menores (ou iguais) aos estimados sob homocedasticidade (variância constante). Ou seja, os estimadores deixam de ser BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*), e os resultados para os testes de significância se tornam inexatos (Gujarati 2006). Assim, foi realizado o teste de White para a detecção da heterocedasticidade, e o modelo foi estimado com a correção de White para erros-padrão robustos.

Como resultado, pode-se observar que quase todos os parâmetros estimados foram significativos, a maioria ao nível de 1% de significância. Em síntese, pode-se inferir que, a cada 1% de variação do número de domicílios e de crescimento populacional, a demanda por água esteve relacionada a aumentos de, respectivamente, 0,73% e 0,23%, considerando tudo o mais constante. Embora com o sinal esperado, o consumo de água não foi significativamente influenciado pela temperatura média dos municípios. Isso pode ter ocorrido,

em grande parte, pela sazonalidade do consumo no Rio Grande do Sul ser maior em função da grande variabilidade climática entre as estações do ano, sendo que, no modelo estimado, em função da limitação temporal de disponibilidade nas diversas bases de informação, os dados utilizados foram anuais, não capturando tal tendência. E, quanto maior o peso da agropecuária e indústria nas estruturas produtivas locais, maior tende a ser a demanda por água. O comportamento do consumo também esteve associado ao nível de escolaridade da população economicamente ativa (PEA), sendo possível inferir que menores consumos estiveram relacionados aos maiores graus de instrução (somente o parâmetro estimado para a variável “ESC3” não foi significativo). A demanda também esteve inversamente relacionada com o nível de renda, pois, em geral, existe uma correlação positiva entre o nível educacional e a renda. Mais especificamente, aumentos de 1% no peso da agropecuária e da indústria, estiveram associados a elevações de 0,03% e 0,05% na demanda por água, respectivamente, ao passo que, para a renda, a expansão de 1% na mesma esteve relacionada a quedas de 0,10% no consumo de água.

Como principal conclusão, o parâmetro β_1 de P estimado foi significativo e, conforme o esperado, inversamente relacionado com o volume consumido de água. Mais precisamente, o modelo estimado indica que, nos municípios gaúchos, a cada 1% de aumento real da tarifa média de água a demanda tende a cair 0,27%, ao nível de 1% de significância. Em outros termos, pode-se inferir que, embora de forma inelástica na relação entre consumo e preços, a política tarifária do setor de saneamento tem certa eficácia para ser utilizada como instrumento de gerenciamento da demanda, principalmente em contextos de crise hídrica. Por exemplo, em média, um aumento de 10% das tarifas cobradas pode gerar reduções no nível de consumo em 2,74%, considerando tudo o mais constante.

Dada a heterogeneidade das condições ambientais e socioeconômicas dos municípios do estado, e o próprio consumo médio *per capita* acima das médias estadual e nacional, como já mencionado, foi incluída no modelo a variável *dummy* “DPOA”, com a qual se buscou estimar os efeitos específicos da condução da política tarifária do setor na capital gaúcha. Como resultado, pode-se inferir que, em Porto Alegre, a sensibilidade do consumo em relação a variações reais nas tarifas situa-se em -0,25 acima daquela estimada para o estado. Mais precisamente, na capital, estima-se que, a cada 1% de aumento real da tarifa cobrada, a demanda tende a cair -0,52%, ao nível de 5% de significância. Portanto, conclui-se que a política tarifária como instrumento de gestão do consumo de água pode ser eficaz também na capital gaúcha.

5 Considerações Finais

A gestão da demanda dos recursos hídricos tem papel cada vez mais central, seja em países em desenvolvimento ou desenvolvidos. Em meados de 2014, o centro econômico-financeiro do Brasil viveu uma das maiores crises hídricas da sua história. Esse fato alertou as autoridades brasileiras para a importância do planejamento e da utilização de instrumentos de gestão da demanda em situações de escassez hídrica.

No cenário nacional, o Rio Grande do Sul registra indicadores de consumo levemente inferiores, mas muito próximos aos do país. Mais precisamente em 2016, o Brasil apresentou uma média de consumo *per capita* de

Tabela 2: Resultado do modelo estimado (variável dependente = D_A)

Variáveis	Coefficiente	Erro-padrão	Razão-t	P-valor
const	-1,4537	0,2999	-4,8473	0,0000
P	-0,2747	0,0190	-14,4716	0,0000
DOM	0,7323	0,0095	76,7401	0,0000
POP	0,2304	0,0246	9,3665	0,0000
T	0,0068	0,0057	1,1894	0,2348
IND	0,0468	0,0119	3,9417	0,0001
AGRO	0,0330	0,0163	2,0219	0,0437
ESC1	0,1527	0,0266	5,7358	0,0000
ESC2	-0,0736	0,0189	-3,8870	0,0001
ESC3	0,0174	0,0206	0,8454	0,3983
REM	-0,0999	0,0284	-3,5191	0,0005
DPOA	-0,2532	0,1139	-2,2232	0,0267
Estadística F				109,2669
P-Valor				0,0000
R-Quadrado				0,7030
Durbin-Watson				2,0246

Fonte: Resultados da pesquisa. Fontes dos dados Brutos: Ver Tabela 1.

água de 153,50 litros/habitante/dia, ao passo que, no estado, tal indicador situou-se em 148,30 litros/habitante/dia. A capital gaúcha, entretanto, teve uma média de consumo preocupante nesse contexto, qual seja, de 220,30 litros/habitante/dia, sendo a segunda capital brasileira com maior consumo *per capita* (SNIS - Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento 2016). Esse nível de demanda chegou a cair nos anos 2001-2009, mas voltou a crescer e, atualmente, apresenta certa estabilidade.

Nesse sentido, seguindo a tendência nacional e, na verdade, mundial, a utilização de instrumentos de gestão do consumo de recursos hídricos no estado e na Capital gaúcha ganhou contornos de importância vital. Entretanto, a análise da eficácia da política tarifária como instrumento de gestão da demanda depende, principalmente, da elasticidade-preço da demanda por água, isto é, de qual a variação do consumo dada uma variação de preços ou, alternativamente, o quão sensível é a quantidade demandada em relação à cobrança. Como se trata de um bem essencial à vida, espera-se que a demanda por água seja relativamente inelástica ao nível de preços. Porém, tal relação pode não ser perfeitamente inelástica (elasticidade-preço igual a zero).

De fato, os resultados dos modelos de dados em painel estimados para todos os municípios gaúchos no período 2010-2016, com dados do SNIS, indicaram que variações reais nas tarifas cobradas podem ter influenciado significativamente os níveis de consumo de água, mesmo este sendo inelástico em relação aos preços. Especificamente, no Rio Grande do Sul, a cada 1% de aumento real da tarifa média de água, a demanda tende a cair -0,27%, ao nível de 1% de significância.

Dada a heterogeneidade ambiental e socioeconômica dos municípios gaúchos, bem como os níveis preocupantes de consumo, buscou-se estimar, incluindo-se no modelo uma variável *dummy*, essa relação para o caso específico de Porto Alegre. Por conclusão, pode-se observar que, na capital, a sensibilidade do consumo em relação a variações reais nas tarifas situa-se em -0,25 acima daquela estimada para o estado. Mais precisamente, nesse caso, estima-se que,

a cada 1% de aumento real da tarifa cobrada, a demanda tende a cair -0,52%, ao nível de 5% de significância.

Portanto, pode-se concluir que, tanto no Rio Grande do Sul quanto em Porto Alegre, a determinação dos níveis tarifários pode influenciar significativamente a demanda por água, sendo, em certa medida, um instrumento eficaz para o gerenciamento da utilização dos recursos hídricos.

Por um lado, esses resultados são fundamentais sob o ponto de vista do potencial das políticas públicas. Por outro, é importante lembrar que, sob a ótica do desempenho financeiro das prestadoras, quando o aumento do nível de preços dos serviços tem como objetivo a expansão dos investimentos no setor para universalização dos mesmos, é essencial ponderar que nem todo o aumento das tarifas se converte em elevação da arrecadação, pois os usuários dos serviços tendem a alterar o comportamento do consumo.

Referências Bibliográficas

Albuquerque, A. P. M. & Maia, A. A. (2008). O Reconhecimento da Água Bruta como Bem Econômico e a sua Cobrança como Instrumento para uma Efetiva Política Nacional de Recursos Hídricos. *In: Anais do XVII Congresso Nacional do CONPEDI*, Brasília.

Amaral, A. N. (2000), PhD thesis. *Consumo residencial de água tratada em Piracicaba: Uma Aplicação de modelos Temporais*. Ano de depósito. 155 p. Tese (Doutorado) - ESALQ/USP.

Asteriou, D. & G, H. S. (2007). *Applied Econometrics*. New York: Palgrave Macmillan.

Chicoine, D. L., Deller, S. C. & Ramamurthy, G. (1986). Water demand estimation under block rate pricing: a simultaneous equation approach. *Water Resources Research*, v. 22, n. 6, p. 859–863.

Coelli, T. J., Rao, D. S. & Battese, G. E. (1998). *An Introduction to Efficiency and Productivity analysis*. 3. ed. London: KluwerAcademicPublishers.

Célia, J. A. V. (2007). *Planeta Água Morrendo de Sede: Uma Visão Analítica na Metodologia do Uso e Abuso dos Recursos Hídricos*. Porto Alegre: EDPUCRS.

Denisard, C. O. A., Pereda, P. C., Grimaldi, D. & Fraga, A. (2009). Estimação da Elasticidade-Preço da Demanda dos Clientes Comerciais e Industriais da SABESP. *FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas*, São Paulo.

Foster, H. S. & Beattie, B. R. (1979). Urban residential demand for water in the United States. *Land Economics*, v. 55, n. 1, p. 43–58.

Gujarati, D. N. (2006). *Econometria Básica*. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier.

Hill, R. C., Griffiths, W. E. & Judge, G. G. (1999). *Econometria*. São Paulo: Saraiva.

Jones, C. V. & Morris, J. R. (1984). Instrumental price estimates and residential water demand. *Water Resources Research*, v. 20, n. 2, p. 197–202.

Pizaia, M. G. & Alves, R. (2008). O esquema de tarifas em bloco praticado pelas companhias de água: um estudo dos consumidores residenciais de baixa renda. *In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural SOBER, Rio Branco.*

Rosa, A. L. T., Fontenele, R. E. & Nogueira, C. A. G. (2006). Estimativa da Demanda de Água Residencial Urbana no Estado do Ceará. *In: 30º Encontro Nacional da ANPAD, Salvador, set.*

Saleth, R. M. & Dinar, A. (2000). Urban thirst: water supply augmentation and pricing policy in Hyderabad city. *The World Bank Technical Paper, India, n. 395.*

Schneider, M. L. & Whitlach, E. E. (1991). User-specific water demand elasticities. *Journal of Water Resources Planning and Management, v. 117, n. 1, p. 52-73.*

SNIS - Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (2016). Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgotos, 2010-2016. Disponível em: <http://www.snis.gov.br>. Acesso em: 18 jan. 2019.

Varian, H. R. (1990). *Microeconomic analysis*. 2. ed. New York: W.W. Norton & Company, 559 p.

Wong, S. T. (1972). A model on municipal water demand: a case study of Northeastern Illinois. *Land Economics, v. 48, n. 1, p. 34-44.*

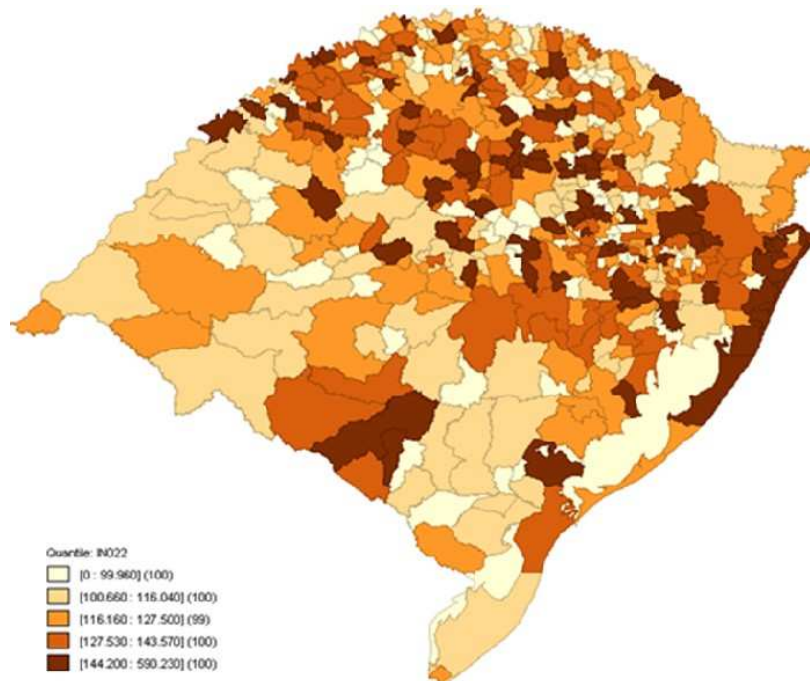
Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 206 p.

Worthington, A. C. & Hoffman, M. (2008). An empirical survey of residential water demand modeling. *Journal of Economic Surveys, v. 22, n. 5, p. 842-871.*

Young, R. A. (1973). Price elasticity of demand for municipal water: a case study of Tucson, Arizona. *Water Resources Research, v. 9, n. 4, p. 1068-1072.*

Apêndice A

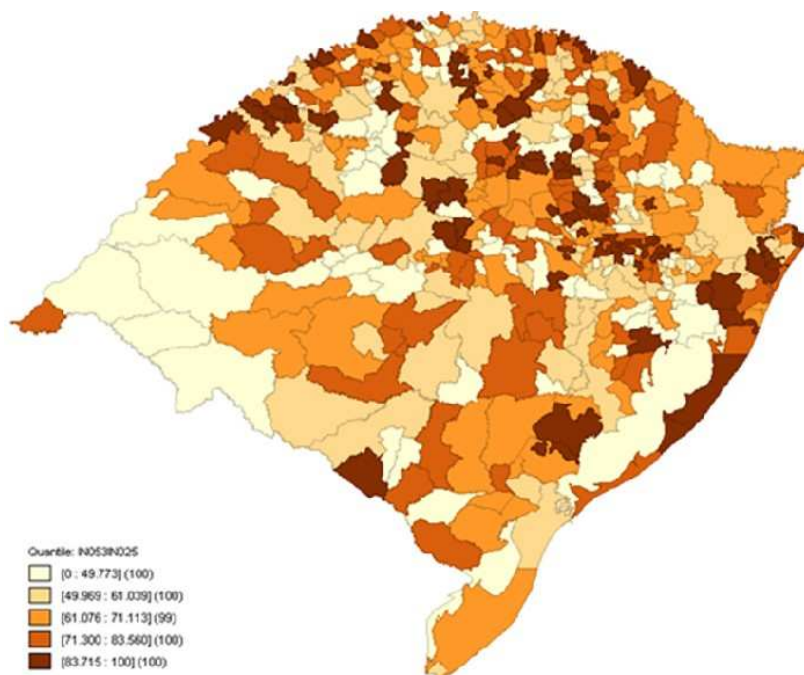
Figura A.1: Mapa quantílico dos municípios gaúchos, classificados em 5 faixas de consumo médio *per capita* de água – 2016



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

Apêndice B

Figura B.1: Mapa quantílico dos municípios gaúchos, classificados em 5 faixas de consumo em relação à disponibilidade de água, por economia – 2016



Fonte: Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS)

Apêndice C : Teste de Hausman para a simultaneidade

No modelo especificado, supõe-se que as variáveis “ D_A ” e “ P ” são endógenas, dado que tanto o preço influencia a demanda, quanto a quantidade ofertada tende a se relacionar com o preço, sendo as demais variáveis exógenas. Assim, o teste de erro de especificação de Hausmann consiste em, primeiramente, estimar o modelo com duas equações, uma de oferta e outra de demanda por água. As variáveis usadas no teste estão definidas na Tabela 1.

Função de demanda:

$$\begin{aligned} \ln(D_{Ait}) = & c_i + \beta_1 \ln(P_{it}) + \beta_2 \ln(DOM_{it}) + \beta_3 \ln(POP_{it}) + \beta_4 \ln(T_{it}) \\ & + \beta_5 \ln(IND_{it}) + \beta_6 \ln(AGRO_{it}) + \beta_7 \ln(ESC1_{it}) \\ & + \beta_8 \ln(ESC2_{it}) + \beta_9 \ln(ESC3_{it}) + \beta_{10} \ln(REM_{it}) \\ & + \beta_{11} \ln(DPOA * P_{it}) + u_{1it} \end{aligned}$$

Função de oferta:

$$\ln(QA_{it}) = c_i + \alpha_1 \ln(P_{it}) + u_{2it}$$

Se não houver problema de simultaneidade, isto é, caso em que preços e quantidades não são mutuamente dependentes, “ P_{it} ” e “ u_{2it} ” não devem ser correlacionados. De outra parte, se houver simultaneidade, “ P_{it} ” e “ u_{2it} ” são correlacionados. Para verificar tal correlação, o teste de Hausman segue as etapas a seguir.

Primeiro, estima-se as seguintes equações na forma reduzida, ou seja, as equações com as variáveis endógenas em função das exógenas.

$$\begin{aligned} \ln(P_{Ait}) = & a_i + \infty_1 \ln(DOM_{it}) + \infty_2 \ln(POP_{it}) + \infty_3 \ln(T_{it}) \\ & + \infty_4 \ln(IND_{it}) + \infty_5 \ln(AGRO_{it}) + \infty_6 \ln(ESC1_{it}) \\ & + \infty_7 \ln(ESC2_{it}) + \infty_8 \ln(ESC3_{it}) + \infty_9 \ln(REM_{it}) \\ & + \infty_{10} \ln(DPOA * P_{it}) + \nu_{1it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(D_{Ait}) = & b_i + \gamma_1 \ln(DOM_{it}) + \gamma_2 \ln(POP_{it}) + \gamma_3 \ln(T_{it}) \\ & + \gamma_4 \ln(IND_{it}) + \gamma_5 \ln(AGRO_{it}) + \gamma_6 \ln(ESC1_{it}) \\ & + \gamma_7 \ln(ESC2_{it}) + \gamma_8 \ln(ESC3_{it}) + \gamma_9 \ln(REM_{it}) \\ & + \gamma_{10} \ln(DPOA * P_{it}) + \nu_{2it} \end{aligned}$$

em que ν_{1it} e ν_{2it} são os termos de erro na forma reduzida.

Assim, obtêm-se por MQO a seguinte equação na forma reduzida:

$$\begin{aligned} \hat{P}_{it} = & \hat{a}_i + \hat{\infty}_1 \ln(DOM_{it}) + \hat{\infty}_2 \ln(POP_{it}) + \hat{\infty}_3 \ln(T_{it}) \\ & + \hat{\infty}_4 \ln(IND_{it}) + \hat{\infty}_5 \ln(AGRO_{it}) + \hat{\infty}_6 \ln(ESC1_{it}) \\ & + \hat{\infty}_7 \ln(ESC2_{it}) + \hat{\infty}_8 \ln(ESC3_{it}) + \hat{\infty}_9 \ln(REM_{it}) \\ & + \hat{\infty}_{10} \ln(DPOA * P_{it}) + \hat{\nu}_{1it} \end{aligned}$$

Onde:

$$P_{it} = \hat{P}_{it} + \hat{\nu}_{1it}$$

Substituindo P_{it} na função de oferta tem-se que:

$$\ln(Q_{Ait}) = c_i + \phi_1 \hat{P}_{it} + \phi_2 \hat{\nu}_{1it} + u_{2it}$$

em que a significância estatística de ϕ_2 determina a existência de simultaneidade.

Os resultados para os coeficientes estimados são mostrados a seguir.

Tabela C.1: Resultados do teste de Hausman

	Coefficiente	Erro-padrão	Razão-t	P-valor
const	-1,5231	0,0122	-124,3921	0,0000
\hat{P}	9,8816	0,0172	575,4087	0,0000
\hat{V}_1	0,0012	0,0072	0,1612	0,2389

Fonte: elaboração própria.

Conclusão: Não se pode rejeitar a hipótese nula de que $\phi_2 = 0$, ou seja, os resultados apontam para a inexistência de simultaneidade.

ASSESSING BRAZIL'S INFORMATION DIFFUSION POWER: A STRUCTURAL HOLE APPROACH

HENRIQUE MORRONE *
ADALMIR ANTÔNIO MARQUETTI †
ANA LÚCIA TATSCH ‡
RICARDO DATHEIN §

Abstract

The objective of this article is to verify the sectors' capacity to diffuse information and knowledge in the Brazilian economy between 2010 and 2015. The input-output technique is used with contributions in network theory and the Structural hole concept, developed by Burt (1992). The results indicate a relevant capacity to diffuse information and knowledge in the economy. This capacity declined in this period. There is a small decline in the diffusion power of the manufacturing and non-manufacturing sectors between the years 2010 and 2015. Low, medium-low and medium technological activities showed a strong capacity to disseminate information throughout the network.

Keywords: information and knowledge diffusion, networks, qualitative input-output.

Resumo

O objetivo deste artigo é verificar a capacidade dos setores para difundir informações e conhecimento na economia brasileira entre 2010 e 2015. Utiliza-se a técnica de insumo-produto acompanhada das contribuições em teoria das redes e do conceito de *Structural hole*, desenvolvido por Burt (1992). Os resultados sugerem uma relevante capacidade de difusão de informação e conhecimento na economia. Esta capacidade declinou no período. Há um pequeno declínio no poder de difusão da manufatura e do restante da economia entre os anos de 2010 e 2015. Atividades de baixo, médio-baixo e médio níveis tecnológicos apresentaram uma forte capacidade de disseminação de informações através da rede.

Palavras-chave: difusão de informação e conhecimento, redes, insumo-produto qualitativo.

JEL classification: O1, C1, D57.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea153817>

* Assistant Professor UFRGS. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Av. João Pessoa, 52, 90040-000, Campus Centro, Porto Alegre, RS, Brasil. E-mail: hmorrone@hotmail.com

† Assistant Professor PUCRS. E-mail: aam@pucrs.br

‡ Assistant Professor UFRGS. E-mail: analuciatatsch@gmail.com

§ Professor UFRGS. E-mail: rdathein@terra.com.br

1 Introduction

National innovative capacity and its diffusion are central aspects of the economic development (Schumpeter 1994, Ocampo et al. 2009, García Muñiz et al. 2010). Scant innovation and its sluggish spread preclude output growth.

One way to capture the innovative capacity of a region is through an analysis of its industrial interconnectedness and the variety of produced products (García Muñiz et al. 2010, Hidalgo & Hausmann 2011, Hidalgo 2015). A dense economic structure (with high complexity of inter-sectoral purchases) is essential to the spread of innovations throughout the economic system, avoiding productivity heterogeneity among sectors and leading to economic development (Syrquin 1988, Rodrik 2010, Mazzucatto 2014). The innovative capacity of a region also relies, at least partially, on the spread of information throughout the productive sectors.

In this context, there is a large body of input-output research that assesses information and knowledge diffusions within the economic system. The pioneer works of Scherer (1982) and Leontief (1986) investigated the diffusion that applies input-output tables. Recent studies such as Wolff (1997), Mohnem (2001) and Dietzenbacher & Luna (2005) follow similar approaches. These works depend on the sectoral input-output coefficients, concerned mostly with size, number of linkages and propagation length.

Conversely, few studies have analysed the diffusion of information from a perspective based on network theory and the structural hole concept, developed by Burt (1992). Network theory has important applications in mathematics, physics, medicine, biology, sociology, economics, business, among others (Jackson 2008). In economics, it is important for examining the economic structure and detecting clusters (Aroche Reyes 1995, Lahr & Dietzenbacher 2001). The sector's diffusion power relies on its relative position in a network and the structure of this sector's relations in the economic system (García Muñiz et al. 2010). Looking at the influence that networks' structural features have on the transmission process is key to understanding economic development if it is analysed in conjunction with taxonomies that separate sectors according to their technology levels (García Muñiz et al. 2010). Interindustrial sales allow sectors to incorporate knowledge embodied in inputs and can help to better understand labour productivity growth (Schmookler 1966, Rosenberg 1982, Gonçalves & Ferreira Neto 2016). This intersectoral transfer of information and technology is a pivotal source of knowledge for the entire economy (Mansfield 1971).

The type of productive ties matter in the diffusion process; even quantitatively weak links may transport valuable information (Granovetter 1974). Burt considers non-redundant ties as crucial to the spread of information. They are exclusive links with other groups that lead to different sectors, giving access to diverse information benefits. Structural holes connect these links. Sectors with high numbers of non-redundant transactions (and structural holes), detain information control and can be a benefit since they can start new links, helping to diffuse information (Hanneman & Riddle 2005). They are suppliers of varied information, having intermediation power and acting as "bridges" to the propagation of information. Thus, Burt's model measures the sectoral capability for information/knowledge dissemination between (not within) interconnected areas.

In this paper we employed this procedure to investigate the possibilities

for sectoral information and knowledge diffusions in Brazil in 2010 and 2015.¹ These two years capture different phases of the last business cycle: the economy was thriving in 2010, while in 2015 it was in a profound recession. The present paper draws heavily on Burt (1992) and García Muñiz et al. (2010)'s contributions. Furthermore, our article explores the capacity of information diffusion of different segments within the economy – separated by technological intensity: low, medium-low, medium, medium-high and high – based on official classification (OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico 2003, 2011, Galindo Rueda & Verguer 2016). We address five questions: What is the Brazilian capacity to spread information throughout the system? Considering points in two different phases of the last business cycle (years 2010 and 2015), how has the system's capacity to transmit information changed? In terms of the efficiency to spread knowledge, is manufacturing different from the rest of the economy? What are the technological segments (as a group) that diffuse more information? Which productive activities spread more information and knowledge throughout this country's network?

It is important to evaluate the patterns of diffusion of information/knowledge because Brazil has changed its productive structure more towards agricultural and service activities. Studying the manufacturing sector is also relevant since it contains many productive links and is considered an innovative activity with power to spread innovations (Ocampo et al. 2009). We used the official Input-output tables for the years 2010 and 2015 as a benchmark in our estimations.² These symmetric tables are highly disaggregated, comprising 62 sectors. Employing disaggregated tables has an advantage since it mitigates aggregation bias in the results (Aroche Reyes 1995, Miller & Blair 2009).³ To our knowledge, there is no meso-economic study of technological diffusion for Brazil, not to mention using network theory and the structural hole approach. Thus, the current paper attempts to fill a gap in the literature.

This article contains three additional sections. In the following section we present the method and data. The results are presented and discussed in section three. Section four concludes.

2 Methodology and Data

To explore the information/knowledge diffusion power of a region, we have presented a technique to gauge the sectoral capacity to transmit information. Burt (1992)'s model is the template for our analysis of information diffusion. Next, we introduced the data set. We used the official symmetric I-O tables for the years 2010 and 2015 from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE).⁴

¹We would like to thank the valuable comments of an anonymous referee.

²An alternative data set that could be utilized is the world input-output database. Its advantage is to allow international comparisons but it has a cost in terms of using a relatively high aggregated table. We opted to employ the Brazilian database only.

³Sectoral aggregation involves adding sectors with different technical coefficients which may cause bias in the results. In this sense, each aggregated sector would be formed by a weighted average of different techniques of production (Aroche Reyes 1995, Miller & Blair 2009).

⁴The intersectoral transactions matrices are available on demand and can also be found on the IBGE website. Our results were estimated using the network software UCINET VI.

2.1 Method

Economic development results from an increase in the size and density of the input-output matrices (Syrquin 1988). It is an unbalanced process in which disequilibrium among sectors and gaps in the productive structure are a common feature of economies, creating opportunities to invest and grow (Hirschman 1959, Burt 1988). As the network grows in size, however, the rate of growth in the flow of diverse information might fall behind. In Burt (1992) words:

“Size is a mixed blessing. Increasing network size without considering diversity can cripple a network in significant ways. What matters is non-redundant contacts. Contacts are redundant to the extent that they lead to the same people (sectors), and so provide the same information benefits”.

In this context, detecting non-redundant links in the network is central to assess the capacity to diffuse knowledge in the economy.

A structural hole is defined broadly as a non-redundant (exclusive) relationship between two sectors (García Muñoz et al. 2010). Non-redundant connections determine bridge relationships expressed by structural holes. These links lead to different sectors that give diverse information. A sector’s position and its structural relations affect the ease with which information spreads. The gist of Burt’s argument was that activities with several structural holes (and non-redundant links) would be strategic, containing potential to explore and create competitive advantages.

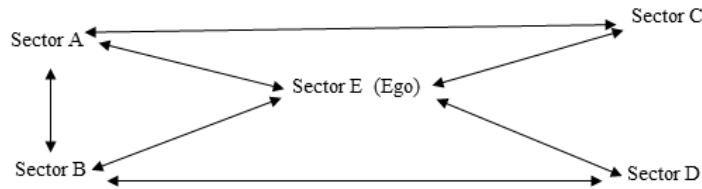
The investigation of structural holes requires computing the network size, and redundant and non-redundant ties. Redundancy is related to cohesion (strong ties) and structural equivalence (sectors that detain similar contacts). It can be estimated as the average degree (number of links, not counting ties toward ego) of the ego alters (not computing ties to the ego) (Borgatti 1997). In network jargon, an ego is an individual focal node and an ego network is a part of a given network formed by the ego and its alters. The latter being the nodes that are connected to the ego.⁵

After we have calculated the redundancy it is possible to estimate the non-redundancy as a residual. In other words, the level of non-redundancy (or effective size) is equal to the network size (number of ties emerging from the ego) minus its level of redundancy. The larger this indicator, the more access to varied information this sector has.

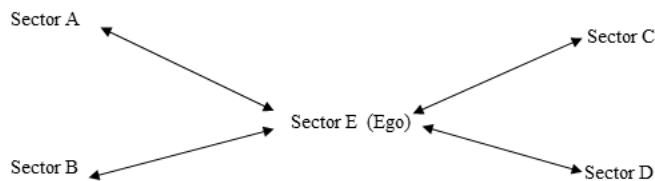
Furthermore, we can normalize by the network size, finding the efficiency index. It shows which proportion of an ego’s linkages to its ego network is non-redundant (Hanneman & Riddle 2005). It presents values between 0 and 1. Values close to 0 mean that the sector has a substantial level of redundancy in its linkages. Otherwise, values near 1 indicate a high number of non-redundant productive links and high efficiency in the capability to obtain (and explore the benefits of) varied information (García Muñoz et al. 2010). Figure 1 shows two networks that help us to explore the concept of redundancy, non-redundancy and efficiency.

⁵Because Burt’s original model is somewhat cumbersome, we presented a simpler way to capture non-redundancy introduced by Borgatti (1997). (Burt’s original exposition is presented in the appendix.) Borgatti (1997) suggests that redundancy is equal to the ego net density scaled by $n-1$, where n stand for the number of nodes. It is possible to assess redundancy using the formula $2t/n$, where t stands for the number of ties in the network (not considering ties to ego) and n is the number of nodes (also not including ego) (Borgatti 1997). A structural hole is an

Figure 1: Hypothetical ego network in cases where Sector E (ego) presents redundant (a) and non-redundant (b) connections.



(a) Ego network "a". Sector E is the ego and the remaining sectors denote ego alters.



(b) Ego network "b". Sector E is the ego and the remaining sectors denote ego alters.

Source: author's elaboration.

A glance at Figure 1(a), allow us to verify that information flows among all sectors. Each sector knows what the others know (Burt 1992). In this sense, some links could be excluded without reduction in information. It is a typical case of redundancy. In Figure 1(a), sectors A, B, C and D are the ego alters and have degree 2,2,1, and 1. Their average (and redundancy) equals 1.5. Non-redundancy is simply an ego's connections (4) minus the redundancy level (1.5), having as a result 2.5 non-redundant contacts as its effective size. The efficiency indicator is equal to 0.625 (2.5/4), or 62.50 per cent. Sector E has a secondary role for the transport of information. Conversely, Figure 1(b) shows a different picture. It reveals the importance of Sector E (ego) in the network. There are no links between the other (alter) sectors, so redundancy is zero and non-redundancy equals 4. The efficiency index equals 1 (4/4), or 100 per cent. Sector E can control the information and its diffusion and benefit from it. It is a supplier of diverse information, having intermediation power. The larger the number of non-redundant contacts, the richer the information that this sector holds. It is more likely that a sector contains a high level of varied information when this branch is connected to several other sectors with absent interconnectedness between themselves (Figure 1b) than is the case in

absent connection between two alters in an ego network (Borgatti et al. 2013).

Figure 1a. To summarise, sector E is unimportant to spread information in Figure 1(a) while this sector is pivotal to the flow of information in Figure 1(b).

Therefore, the presented method is fitted to analyze the evolution of the diffusion of ideas and information in Brazil. It can emphasize the role played by each activity of the economy.

2.2 Data

The official symmetric input-output tables for the years 2010 and 2015 come from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). Specifically, we employed Table 3 (supply and demand for domestic production at basic prices) in conjunction with Table 14 (Intersectoral technical coefficients' matrix, D.Bn), both from the official I-O matrix, to estimate the interflow of sectorial transactions.⁶

The matrices originally comprised 67 sectors. The sectoral aggregation follows the classification applied by the Brazilian Statistical Office, CNAE 2.0. Following (Burt 1988, 1992), we excluded government activities in this research, resulting in 62 activities.⁷ We chose both years because there was a methodological change in the System of National Accounts in 2010 which made comparisons with previous years difficult if not impossible.

There are two benefits in using the structural hole approach in these matrices. Firstly, it avoids the loss of information presented in graph theory and other qualitative methods.⁸ Secondly, the method can capture the capacity for each sector to spread knowledge due to its relative position and structural relations in the network. Table 1 exhibits the technological classification for sectors based on official classification (OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico 2011, Galindo Rueda & Verguer 2016).

3 Results

Table 2 displays the results for the sectors' efficiency levels in Brazil for the years 2010 and 2015. Measuring the non-redundant level, allows us to pinpoint the activities that contain higher capability to diffuse and foster information in the economy. It also highlights activities with high efficiency in obtaining (and exploring the benefits of) varied information.

The numbers in Table 2 exhibit the efficiency in assessing varied information in the network. They report on an important capacity of the Brazilian economy to spread information within the system due to the high number of non-redundant sectorial relations.

⁶To estimate the sector by sector sectorial transactions matrix from the official I-O table, we can follow two steps. First, it is required to calculate the ratio of each technical coefficient, from Table 14 (D.Bn), to the respective column total. Second, we should multiply the obtained ratios by the column totals from Table 3 (supply and demand for domestic production at basic prices). We thank an anonymous referee for raising this point.

⁷The list of 62 sectors is available in the Appendix. Usually, government activities are excluded from the analysis because their results are imputed in national accounts (Shaik & Tonak 1994, Assa 2015). For the same reason, the activities of (household) domestic service supplied for families, public education, public health and real estate were also excluded.

⁸Qualitative methods usually transform the I-O table into a Boolean matrix, which contains only zeros and ones. Valuable intersectoral links are set to one, otherwise they are zero. This process necessarily involves the loss of important information. The structural hole approach avoids it since it can be conducted in both I-O and Boolean matrices.

Table 1: Sectoral Classification by technological intensity level.

Sectors	Technological level
Agriculture Livestock Forestry and fisheries Electricity, natural gas and other utilities Water, sewage and waste management Construction Wholesale and retail trade, except motor vehicles Ground (Inland) transportation Maritime transportation Air transport Storage, auxiliary transport and mail activities Accommodation Food supply (Feeding) Television, radio, cinema and sound / image recording / editing activities Financial intermediation, insurance and supplementary pension plans Non-Real Estate rentals and intellectual property asset management Other administrative activities and complementary services Surveillance, security and research activities Private education Private health Artistic, creative and entertainment activities Associations and other personal services	Low
Extraction of coal and non-metallic minerals Extraction of oil and gas, including support activities Extraction of iron ore, including processing and agglomeration Extraction of non-ferrous metal ores Slaughter and meat products, including dairy products and fishery products Manufacture and refining of sugar Other Food Products Manufacture of beverages Manufacture of tobacco products Manufacture of textiles Manufacture of wearing apparel Manufacture of footwear and leather Manufacture of wood products Manufacture of pulp, paper and paper products Printing and reproduction of recordings Oil refining and coking plants Manufacture of biofuels Manufacture of furniture and other products Print-integrated editing and editing Telecommunications Legal, accounting, consulting and corporate headquarters activities Architectural, engineering, testing / technical analysis and R & D services Other professional, scientific and technical activities	Medium-low

Source: OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2003, 2011), Galindo Rueda & Verguer (2016) and author's elaboration.

Table 1: Sectoral Classification by technological intensity level. (continued)

Sectors	Technological level
Manufacture of rubber and plastic Manuf. of non-metallic mineral products Production of pig iron / ferrous alloys Metallurgy of non-ferrous metals Manufacture of metal products Maintenance, repair and installation of machines	Medium
Manufacture of other organic and inorganic chemicals Manufacture of pesticides, disinfectants Manufacture of cleaning products, cosmetics Manufacture of machinery Manufacture of cars, trucks and buses Manufacture of parts and accessories Manufacture of other transport equipment	Medium-high
Manufacture of pharmaceutical Manufacture of computer, electronic Manufacture of electrical machinery Development of systems and other information services	High

Source: OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2003, 2011), Galindo Rueda & Verguer (2016) and author's elaboration.

The economy's efficiency, despite being high, declined slightly between 2010 and 2015. Statistical tests reveal that the difference between the averages; it moved from 83.5 percent in 2010 to 82.2 in 2015, was statistically significant. (García Muñoz et al. (2010) found an efficiency level of 73.59 percent for Spain in 1995). The crisis that hit Brazil recently seems to have had an impact in terms of the capacity of the whole system to diffuse information.⁹ In this vein, meso-economic and qualitative changes took place. In the context of a deep recession, the small decrease in the country's diffusion power suggests the resistance of the system to shocks.

For the years 2010 and 2015, the efficiency of manufacturing was somewhat smaller than the rest of the economy. We found a mean efficiency index of 82.9 per cent for non-manufacturing and 81.6 per cent for manufacturing in 2015. Statistical tests highlight that for both 2010 and 2015 the difference between the means was not significant.¹⁰ This evidence suggests that in relative terms of its capacity to spread information, a principal role for manu-

⁹Although it was difficult, if not impossible, to separate the analysis from the recent economic crisis, we found that our results seem consistent since there is a change in the results for a year with high output growth (2010) and a year of recession (2015). As mentioned, we found using parametric and non-parametric statistical tests that the differences of averages are significant. Both distributions are approximately normal with t-value -11.19 (p-value lower than 0.0001) and z-score -6.67 (p-value lower than 0.0001). The Mann-Whitney U test, a non-parametric test, indicated that the difference between the means are statistically significant at 1 and 5%. The Sign and Wilcoxon sign rank tests also confirmed this result.

¹⁰Both distributions are approximately normal with z-score -1.73 (p-value is equal to 0.08) for the year 2010. For 2015, we found a z-score -1.55 (p-value is equal to 0.12) The Mann-Whitney U test, a non-parametric test, gave the same results in terms of the non significance of the difference of the means at 1 and 5 per cent. Further results are available on demand.

facturing was absent in Brazil.¹¹ In this vein, agriculture and service sectors seem equally well suited to spread information in the productive structure.

This result is somewhat puzzling since a vast body of literature points to the centrality of manufacturing in spreading information. It seems that despite the benefits of manufacturing for the economy, information diffusion might not be a justification to promote manufacturing in Brazil.¹² However, this result might be related to the recent economic crisis and the well-known phenomenon of deindustrialization of the Brazilian economy. There are studies showing the decline of manufacture in this country.¹³

Other studies using different methods stressed the key role played by agriculture and service activities in Brazil.¹⁴ For instance, Souza (1988) employed the input-output approach and found that agriculture was pivotal to stimulate the economy because of its strong downward and forward productive linkages. VieiraFilho et al. (2013) found that agriculture presented strong productive chains that facilitate the spread of information/knowledge to the rest of the economy. Jacinto & Pontual (2015), employing an alternative decomposition method, showed that services presented higher labour productivity growth during the 2000s in Brazil when compared to manufacturing. (Kon 2003, 2013) suggested that services can foster output growth since they have important productive linkages, demanding inputs from manufacturing. There is a segment of services, known as knowledge-intensive business services (for example, accounting and legal assistance, advertising and design, architecture and design services, etc.), that can induce innovations in manufacturing (Ambrozio & Melo 2017). Our results complement their analysis showing that not only do agriculture and services contribute to economic expansion, these sectors also have strong power to spread information in Brazil.

Moreover, results reveal that the manufacturing and non-manufacturing capacities to spread information dropped over the period. According to the statistical tests,¹⁵ both segments had their diffusion capacity diminished.

When comparing the different segments of manufacturing and non-manufacturing to the mean of the economy, the following results were obtained. Within manufacturing, important sectors reported higher efficiency levels both in 2010 and 2015. They were: manufacture of beverages (medium-low); manufacture of other organic and inorganic chemicals (medium-high); production of pig iron/ferrous alloys (medium); manufacture and refining of sugar (medium-low-tech.); manufacture of biofuels (medium-low); and oil refining and coking plants (medium-low-tech.). For non-manufacturing, the important activities in terms of diffusion capacity in 2015 were: wholesale and retail trade (low tech.); television, radio, cinema and sound activities (low tech.);

¹¹This positive spillover effect is not uniform since agriculture comprises many heterogeneous activities.

¹²We thank an anonymous referee for highlighting this point.

¹³We thank an anonymous referee for highlighting this point.

¹⁴Both sectors are productive and can contribute to economic growth (Dasgupta & Singh 2005). However, services might be a complement to manufacturing, being subordinate to the manufacturing development. It is an empirical long-term question that is out of the scope of this paper. Kaldor (1968), Baumol (1986), Cohen & Zysman (1987) and Chang (2014) suggest the existence of this dependence of services in relation to manufacturing.

¹⁵The t-test indicated that the difference between the means for manufacturing in 2010 and 2015 are statistically significant. It rejects the null hypothesis at 5 per cent. We found that the t-value is equals to -7.13 (p-value lower than 1 per cent). Additional results are available on demand.

agriculture (low); extraction of coal and non-metallic minerals (medium-low); extraction of oil and gas, including support activities (medium-low); maritime transportation (low); air transport (low), and extraction of non-ferrous metal ores (medium-low). In line with Cassiolato & Vitorino (2011), opportunities are found in sectors related to the environment and infrastructure. In the medium-tech segment, architectural, engineering, testing / technical analysis and R & D services and other professional, scientific and technical activities presented indexes larger than the mean of the economy. Development of systems and other information services, an activity in the high-tech segment, presented an efficiency index lower than the mean of the economy. This service supports the manufacturing sector and the primary and tertiary sectors. The only activity close to the mean of the economy in this segment was the manufacture of pharmaceutical products.

Regarding economic performance and its components with different levels of technology, we found a decline in the efficiency between 2010 and 2015. On average, the low, medium-low and medium tech segments, as groups, displayed the two highest efficiency indexes within the economy.¹⁶ It captured the process of specialization in Brazil. Most of the opportunities are concentrated in these groups which condition the type of innovation taking place in the economy. High intensity sectors presented the smaller efficiency. It was followed by mid-high-tech activities.

The estimated results therefore, show a strong but decreasing capacity to spread information/knowledge in the network. The low, medium-low and medium-tech activities present strong diffusion power. The opportunities that structural holes create are, in relative terms, concentrated mostly in these clusters. Nonetheless, specialization in these activities has a side effect since they are strongly related to commodities and more cyclically prone than other segments in developing countries (Ocampo et al. 2009). Supporting research in products and processes in the few sectors located in the mid-high segment with efficiency index superior than the economy's mean, is also important to upgrade the national capacity to innovate and the type of innovation taking place.

4 Concluding Remarks

This article has applied network theory and the concept of structural hole to detect the number of non-redundant connections in the Brazilian economy in 2010 and 2015. We employed the official I-O tables for both years. Employing this method, we were able to select the activities with higher capacity to diffuse information and knowledge. The spread out of information hinges on sector's position and structural relations in the whole network. In general, the results showed a high potential for the economy to spread information. Comparing results for two different phases of the business cycle, we found that this capacity slightly diminished in this period. At any rate, the system, in terms of its capacity to diffuse information, seems resistant to shocks since Brazil suffered a deep economic and political crisis in 2015.

¹⁶Statistical tests, parametric and nonparametric, indicate that the difference between the averages of low and mid-low tech are not statistically significant at 1 and 5%. That is, low-tech activities on average do not diffuse more information than the mid-low segment. For the other segments, the sample is too small so results should be taken with a grain of salt.

Table 2: Non-redundant contacts for manufacturing in Brazil.

Sectors	2010	2015
	Efficiency index	Efficiency index
Agriculture	0.877	0.854
Livestock	0.872	0.857
Forestry and fisheries	0.881	0.866
Electricity, natural gas and other utilities	0.835	0.818
Water, sewage and waste management	0.825	0.814
Construction	0.840	0.826
Wholesale and retail trade, except motor vehicles	0.880	0.883
Ground (Inland) transportation	0.819	0.797
Maritime transportation	0.861	0.850
Air transport	0.846	0.836
Storage, auxiliary transport and mail activities	0.827	0.807
Accommodation	0.837	0.818
Food supply (Feeding)	0.841	0.819
Television, radio, cinema and sound / image recording / editing activities	0.873	0.871
Financial intermediation, insurance and pension plans	0.842	0.832
Non-Real Estate rentals and intellectual property asset management	0.827	0.818
Other administrative activities and complementary services	0.794	0.782
Surveillance, security and research activities	0.785	0.769
Private education	0.845	0.835
Private health	0.766	0.752
Artistic, creative and entertainment activities	0.860	0.851
Associations and other personal services	0.874	0.860
Extraction of coal and non-metallic minerals	0.850	0.853
Extraction of oil and gas, including support activities	0.858	0.850
Extraction of iron ore, including processing and agglomeration	0.823	0.820
Extraction of non-ferrous metal ores	0.872	0.851
Slaughter and meat products, dairy products and fishery products	0.866	0.851
Manufacture and refining of sugar	0.855	0.853
Other Food Products	0.820	0.813
Manufacture of beverages	0.863	0.856
Manufacture of tobacco products	0.830	0.824
Manufacture of textiles	0.870	0.861
Manufacture of wearing apparel	0.831	0.803
Manufacture of footwear and leather	0.806	0.784
Manufacture of wood products	0.830	0.814
Manufacture of pulp, paper and paper products	0.825	0.808
Printing and reproduction of recordings	0.777	0.732
Oil refining and coking plants	0.846	0.845
Manufacture of biofuels	0.856	0.849
Manufacture of furniture and other products	0.834	0.821
Print-integrated editing and editing	0.826	0.811
Telecommunications	0.808	0.802
Legal, accounting, consulting and corporate headquarters activities	0.819	0.809
Architectural, engineering, testing, technical analysis and R&D services	0.854	0.849
Other professional, scientific and technical activities	0.846	0.827

Source: author's computations.

Note: The software UCINET VI was employed in the estimations.

Table 2: Non-redundant contacts for manufacturing in Brazil. (continued)

Sectors	2010	2015
	Efficiency index	Efficiency index
Manufacture of rubber and plastic	0.833	0.813
Manuf. of non-metallic mineral products	0.806	0.809
Production of pig iron /ferrous alloys	0.861	0.853
Metallurgy of non-ferrous metals	0.849	0.823
Manufacture of metal products	0.839	0.840
Maintenance, repair and installation of machines	0.852	0.839
Manufacture of other organic and inorganic chemicals	0.862	0.853
Manufacture of pesticides, disinfectants	0.837	0.832
Manufacture of cleaning products, cosmetics	0.816	0.806
Manufacture of machinery	0.804	0.783
Manufacture of cars, trucks and buses	0.833	0.811
Manufacture of parts and accessories	0.811	0.792
Manufacture of other transport equipment	0.779	0.778
Manufacture of pharmaceutical	0.829	0.820
Manufacture of computer, electronic	0.787	0.748
Manufacture of electrical machinery	0.817	0.805
Development of systems and other information services	0.795	0.780
Mean total economy	0.835	0.822
Mean manufacturing	0.829	0.816
Mean nonmanufacturing	0.841	0.829
Mean low technological level	0.841	0.828
Mean medium-low technological level	0.837	0.826
Mean medium technological level	0.840	0.830
Mean medium-high tech. level	0.820	0.808
High technological level	0.807	0.788

Source: author's computations.

Note: The software UCINET VI was employed in the estimations.

Both manufacturing and non-manufacturing activities presented substantial efficiency in the spread of information. However, we found a slightly smaller efficiency for manufacturing when compared to the mean of the economy. Statistical tests exhibited that the efficiency for manufacturing and non-manufacturing showed reduced values, indicating a modest decrease in the diffusion capacity of these segments in 2015. That is, they became less efficient in the spread of knowledge in the productive system. Within the economy, low, mid-low and medium technological activities presented strong diffusion power. These segments concentrated high numbers of structural holes and opportunities to explore its advantages. Some key activities found were: oil refining and coking plants; agriculture; wholesale and retail trade; and manufacture of biofuels. These sectors arguably should be fostered in the short term. The results can serve as a guide for policymakers.

Despite the relevance of the results, the analysis of the numbers offers two possible interpretations. First, given the relevance of some sectors in Brazil, information diffusion is not a valid justification to foster manufacturing. Second, since manufacturing is key in other countries, deindustrialization might have played a role in Brazil, and a solution involves the stimulus of manufacturing activities. Future research must try to fulfill this void. Further-

more, future studies should investigate the potential to spread information and knowledge in the regions of Brazil. An interregional (and spatial) analysis can contribute to better comprehend the dynamics of the regions. It could complement our analysis at the interregional level.

The results thus suggest a strong but declining capacity of the economy to spread information in the network. A national strategy could focus on sectors in each technological segment with efficiency index superior to the economy's mean. Supporting research in products and processes in the few mid-high activities with diffusion power above the economy's mean, is also relevant to increase the system's capacity to innovate and influence the type of innovations taking place.

References

- Ambrozio, A. M. H. P. & Melo, L. P. (2017). A nova imagem do setor de serviços. *Textos Para Discussão - BNDES*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 119, p. 1–36, jan.
- Aroche Reyes, F. (1995). Cambio tecnico y cambio estructural. La Hipótesis de coeficientes decrecientes. Pruebas estadísticas com datos para México. *Estúdios Económicos*, v. 10, n. 2, p. 147–162.
- Assa, J. (2015). Financial Output as Economic Input: Resolving the Inconsistent Treatment of Financial Services in the National Accounts. Department of Economics. *Department of Economics*, The New School for Social Research.
- Baumol, W. J. (1986). Information Technology and Service Sector: A Feedback Process?. In: FAUHABER, G. (ed.). *Services in Transition. The Impact of Information Technology on the Service Sector*. 2. ed. Cambridge, Mass: Ballinger Pub. Co.
- Borgatti, P. S. (1997). Structural holes: unpacking Burt's redundancy measures. *Connections*, v. 20, n. 1, p. 35–38.
- Borgatti, S. P., Everett, M. G. & Johnson, J. C. (2013). *Analysing Social Networks. Ucinet for windows: software for social network analysis*. Sage Publications Ltd.
- Burt, R. S. (1988). The stability of American markets. *American Journal of Sociology*, v. 93, p. 356–395.
- Burt, R. S. (1992). *Structural holes: the social structure of competititon*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cassiolo, J. E. & Vitorino, V. e. (2011). *Brics and Development Alternatives: Innovation Systems and Policies*. London: Anthem Press, ano. 206 p.
- Chang, H. J. (2014). Manufacturing: statements, opening statements and manufacturing: statements, rebuttal statements. *The Economist*. Disponível em <<http://www.economist.com/debate/days/view/714>>. Acesso em: 20 mar. 2014.
- Cohen, S. & Zysman, J. (1987). *Manufacturing matters: the myth of the post-industrial economy*. New York: Basic books.

Dasgupta, S. & Singh, A. (2005). Will services be the new engine of Indian economic growth?. *Development and Change*, v. 36, n. 6, p. 1035–57.

Dietzenbacher, E. & Luna, R I, B. N. (2005). Using average propagation lengths to identify production chains in the Andalusian economy. *Estudios de Economía Aplicada*, v. 23, n. 2, p. 405–422.

Galindo Rueda, F. & Verguer, F. (2016). OECD Taxonomy of Economic Activities Based on R&D Intensity. OECD Science. *Technology and Industry Working Papers*, OECD Publishing, Paris, abr.

García Muñiz, A. S., Morillas, A. R. & Ramos, C. R. (2010). Spanish and European innovation diffusion: a structural hole approach in the input-output field. *Annals of Regional Science*, n. 44, p. 147–165.

Gonçalves, E. & Ferreira Neto, A. B. (2016). Intersectoral flows of technological knowledge in emerging countries: an input-output analysis. *Revista de la Cepal*, n. 118, p. 139–155.

Granovetter, M. S. (1974). *Getting a job*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Hanneman, R. A. & Riddle, M. (2005). *Introduction to social network methods*. Riverside, CA: University of California, Riverside (published in digital form at <http://faculty.ucr.edu/hanneman/>).

Hidalgo, C. (2015). *Why information grows: the evolution of order, from atoms to economies*. New York: Basic books.

Hidalgo, C. & Hausmann, R. (2011). The network structure of economic output. *Journal of Economic Growth*, v. 16, n. 4, p. 309–342.

Hirschman, A. D. (1959). *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press.

Jacinto, A. P. & Pontual, E. P. (2015). *Revista Economia Aplicada*, Local, v. 19, n. 3, p. 401–427.

Jackson, M. O. (2008). *Social and economic networks*. UK: Princeton University Press.

Kaldor, N. (1968). Productivity and growth in manufacturing industry: a reply. *Economica, new series*, Local, v. 35, n. 140, p. 385–91.

Kon, A. (2003). Atividades Terciárias: induzidas ou indutoras do desenvolvimento econômico? In: FERRAZ, J.C., CROCCO, Marco e ELIAS, L.A. *Liberalização econômica e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Futura.

Kon, A. (2013). Atividades dos serviços como indutoras do desenvolvimento. *Revista da Sociedade Brasileira de Economia Políticas*, n. 34, p. 57–87.

Lahr, M. L. & Dietzenbacher, E. e. (2001). *Input-output analysis: Frontiers and extensions*. Basingstone, UK: Palgrave.

Leontief, W. (1986). *Input-Output Economics*. New York: Oxford University Press.

- Mansfield, E. (1971). *Technological Change. An Introduction to a Vital Area of Modern Economics*. New York: W.W. Norton & Company, Inc.
- Mazzucatto, M. (2014). *The Entrepreneurial State: debunking public vs. private sector myths*. London and New York: Anthem Press.
- Miller, R. E. & Blair, P. D. (2009). *Input-output Analysis: Foundations and Extensions*. New York: Cambridge University Press.
- Mohnem, P. (2001). International R&D Spillovers and Economic Growth. In: M. Pohjola (Ed.). *Information Technology, Productivity, and Economic Growth: International Evidence and Implications for Economic Development*. Oxford: Oxford University Press, p. 55–71.
- Ocampo, J. A., Rada, C. & Taylor, L. (2009). *Growth and policy in developing countries: a structuralist approach*. New York: Columbia University Press, 178 p.
- OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2003). *OECD Science, Technology and Industry Scoreboard 2003*. OECD Publishing. DOI: 10.1787/sti_scoreboard-2003-en.
- OECD - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2011). *ISIC Rev. 3 technology intensity definition*. OECD Directorate for Science, Technology and Industry, jul.
- Rodrik, D. (2010). Políticas de diversificação econômica. *Revista CEPAL*, Número especial.
- Rosenberg, N. (1982). *Inside the Black Box: Technology and Economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Scherer, F. (1982). Interindustry technology flows and productivity growth. *Review of Economics and Statistics*, n. 64, p. 627–34.
- Schmookler, J. (1966). *Invention and Economic Growth*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Schumpeter, J. (1994). *Capitalism, socialism and democracy*. Harper and Brothers, New York.
- Shaik, A. M. & Tonak, E. A. (1994). *Measuring the wealth of nations: the political economy of national accounts*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 380 p.
- Souza, N. J. (1988). Agricultura e integração industrial no Brasil. *Revista Ensaios FEE*, v. 9, n. 2, p. 46–63.
- Syrquin, M. (1988). Patterns of structural change. In: H. Chenery and T. Srinivasan (eds). *Handbook of development economics*. London: Elsevier.
- VieiraFilho, J. E. R., Santos, G. R. & Fornazier, A. (2013). Distribuição produtiva e tecnológica da agricultura brasileira e sua heterogeneidade estrutural. *CEPAL-IPEA*, Brasília, n. 54. (Textos para Discussão).
- Wolff, E. N. (1997). Spillovers, linkages and technical change. *Economic Systems Research*, v. 9, n. 1, p. 9–23.

Appendix A

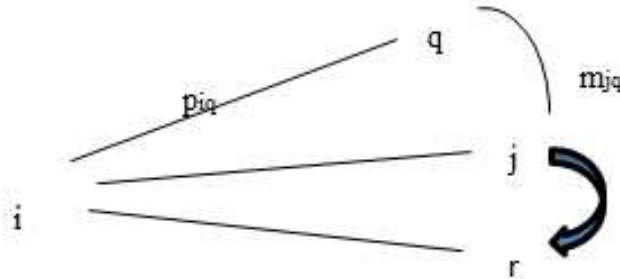
The 62 sectors present in the matrices are: Agriculture (1), Livestocks (2), Forestry and fisheries (3), Extraction of coal and non-metallic minerals (4), Extraction of oil and gas, including support activities (5), Extraction of iron ore, including processing and agglomeration (6), Extraction of non-ferrous metal ores (7), Slaughter and meat products, including dairy products and fishery products (8), Manufacture and refining of sugar (9), Other Food Products (10), Manufacture of beverages (11), Manufacture of tobacco products (12), Manufacture of textiles (13), Manufacture of wearing apparel and accessories (14), Manufacture of footwear and leather goods (15), Manufacture of wood products (16), Manufacture of pulp, paper and paper products (17), Printing and reproduction of recordings (18), Oil refining and coking plants (19), Manufacture of biofuels (20), Manufacture of other organic and inorganic chemicals, resins and elastomers (21), Manufacture of pesticides, disinfectants, paints and various chemicals (22), Manufacture of cleaning products, cosmetics / perfumes and toilet preparations (23), Manufacture of pharmaceutical and pharmacokinetic products (24), Manufacture of rubber and plastic products (25), Manufacture of non-metallic mineral products (26), Production of pig iron / ferrous alloys, steel and seamless steel tubes (27), Metallurgy of non-ferrous metals and metal smelting (28), Manufacture of metal products, except machinery and equipment (29), Manufacture of computer, electronic and optical products (30), Manufacture of electrical machinery and equipment (31), Manufacture of machinery and mechanical equipment (32), Manufacture of cars, trucks and buses, except parts (33), Manufacture of parts and accessories for motor vehicles (34), Manufacture of other transport equipment, except motor vehicles (35), Manufacture of furniture and products of various industries (36), Maintenance, repair and installation of machinery and equipment (37), Electricity, natural gas and other utilities (38), Water, sewage and waste management (39), Construction (40), Wholesale and retail trade, except motor vehicles (41), Ground transportation (42), Maritime transportation (43), Air transport (44), Storage, auxiliary transport and mail activities (45), Accommodation (46), Food supply (feeding) (47), Print-integrated editing and editing (48), Television, radio, cinema and sound / image recording / editing activities (49), Telecommunications (50), Development of systems and other information services (51), Financial intermediation, insurance and supplementary pension plans (52), Legal, accounting, consulting and corporate headquarters activities (53), Architectural, engineering, testing / technical analysis and R & D services (54), Other professional, scientific and technical activities (55), Non-Real Estate Rentals and Intellectual Property Asset Management (56), Other administrative activities and complementary services (57), Surveillance, security and research activities (58), Private education (59), Private health (60), Artistic, creative and entertainment activities (61) and Associations and other personal services (62).

Appendix B : Burt's original method

Burt (1992) measures the indicator of non-redundancy as follows. Herein notation and model's exposition are drawn from García Muñiz et al. (2010). Firstly, it is necessary to measure the redundancy level. If we evaluate the number of redundant contacts of a sector "i" with other sectors like "q" and

“j”, it is possible to compare them and find out which one is redundant. The information accessed through a relation with “j” is redundant since “i” spent time (and investment) to maintain a relationship with “q” while the latter is connected to “j”. Figure B.1 exhibits this relationship.

Figure B.1: Example of redundant linkages of sector “i”.



Source: author’s elaboration, adjusted from Burt (1992). Note: r stands for a given sector in the network.

The redundancy, $R_{i(j)}$, of the connections exhibited in Figure B.1 can be expressed mathematically as:

$$R_{i(j)} = \sum_q p_{iq} m_{jq}; \quad q \neq i, j \tag{1}$$

in which subindex q denotes the additional activities connected to both activities i and j, p_{iq} represents the energy spent in the relation with “q”. That is, p_{iq} indicates the sector’s i direct productive connections as a proportion, captured by the intermediate flows x_{iq} and x_{qi} . It can be written as:

$$p_{iq} = \frac{(x_{iq} + x_{qi})}{\sum_{j=1}^n (x_{ij} + x_{ji})}, \quad i \neq j \tag{2}$$

Where, as aforementioned, x stands for the interflow of sectoral transactions. The second term of Equation 1 represents the marginal strength of the links between sectors “j” and “q”. That is the relevance of the contact between “j” and “q” weighted by the most crucial link that sector “j” retains. It exhibits the contact redundancy level. For more details, see Burt (1992) and García Muñoz et al. (2010).

$$m_{jq} = \frac{(x_{jq} + x_{qj})}{\max_k (x_{jk} + x_{kj})}; \quad j \neq k \tag{3}$$

Having estimated the redundancy level, $R_{i(j)}$, the level of non-redundancy (TE_i) can be computed as a residual. The level of non-redundancy is equal to the network size of sector “i”, N_i minus its level of redundancy ($TE_i = N_i - \sum_j R_{i(j)}$). The smaller this indicator, the less access to information this sector

holds. This indicator is known as effective size and provides the number of non-redundant links. It shows the maximum variety of information resources that a given sector detains.

The previous measure (TE_i) can be normalized by network size, N_i , for the consistent comparison between structures. This indicator is called efficiency index ($E_i = \frac{TE_i}{N_i}$). This index reveals which proportion of ego's linkages to its ego network is non-redundant (Hanneman & Riddle 2005). It exhibits values between 0 and 1. Values near 1 highlight a high number of non-redundant productive links giving varied information.

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão Bib \TeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: Caio Henrique Montoro de Lucca

Cover: Christof Gunkel

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email:revecap@usp.br
Website: <http://www.usp.br/revecap>

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Eliezer Martins Diniz	Edson Zambon Monte
Lízia de Figueirêdo	Fernando Antonio de Barros Júnior
Sergio Naruhiko Sakurai	Reynaldo Fernandes

Editorial Board

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp