

Triple-Filter Core Inflation: A Measure of the Inflation Trajectory

PEDRO COSTA FERREIRA*

DAIANE MARCOLINO DE MATTOS†

VAGNER LAERTE ARDEO‡

Contents: 1. Introduction; 2. An analysis of the core measures disclosed in Brazil; 3. Trend Measure: Triple-Filter Core inflation; 4. Results; 5. Final Remarks.

Keywords: CPI; Core inflation; Smoothed trimmed mean; Moving average; Seasonal adjustment.

JEL Code: C13, E31, E52.

In countries with high inflation, as is the case of Brazil, the traditional cores inflation do not seem to deliver much information about the general level of prices. Therefore, we present a new measure, the Triple-Filter core inflation, which filters inflation in three ways: trimmed mean with smoothed items, seasonal adjustment and moving averages. The results allow us to say that the Triple-Filter core inflation, in addition to providing more information about the inflation trajectory than traditional core inflation, provides a more up-to-date view on the state of inflation than the accumulated inflation over 12 months.

Em países com inflação elevada, como é o caso do Brasil, os núcleos tradicionais não parecem trazer muita informação sobre o nível geral dos preços. Portanto, apresenta-se uma nova medida, o Núcleo Triplo Filtro, que filtra a inflação de três maneiras: médias aparadas com suavização, ajuste sazonal e médias móveis. Os resultados permitem dizer que o núcleo triplo filtro, além de trazer mais informação a respeito da trajetória da inflação do que os núcleos tradicionais, fornece uma visão mais atual sobre o estado da inflação do que a inflação.

1. INTRODUCTION

The core inflation measures are used by monetary authorities as a tool to measure the stabilization of prices in the economy. Despite being a popular term among policymakers, there is still no consensus on its definition nor on what it plans to capture. The consensus is that the change in the price level, despite being a monetary phenomenon, can be influenced also by non-monetary events such as, for example, bad weather conditions that make food prices more expensive because of a reduced supply of these products to the population. However, since this event is temporary, with an improving climate food prices may fall again. This transient behavior thus adds noise to the inflation rate and, therefore, the monetary authorities should be able to distinguish between a transient effect and a persistent effect on the price level when making their decisions. Given this, an inflation measure free of such interference is desirable.

*FGV/IBRE. E-mail: pedro.guilherme@fgv.br

†FGV/IBRE. E-mail: daiane.mattos@fgv.br

‡IPEA e FGV/EBAPE. E-mail: vagner.ardeo@fgv.br



A measure of inflation free of such noise, which aims to show the persistent price movement or, in other words, the inflation trend, can be understood as the core inflation (Bryan and Cecchetti, 1994). Thus, efforts are directed to identify and remove such noise of aggregate inflation. In the 1970s, the core was understood as inflation after removing the food and energy components (*CPI less food and energy* of the United States), precisely because they are very volatile components. Over time, however, several other authors suggested ways of removing the noise from the rate of inflation. Bryan and Cecchetti (1994), for example, suggested estimators of limited influence (median and trimmed inflation) to calculate inflation. Such estimators are more robust to extreme variations that add noise to inflation, and allow a more satisfactory measure for the persistent component of inflation as compared to the core excluding the food and energy items. Dow (1994) suggested not to delete any price calculation but to recalculate its weight in proportion to the inverse of its volatility (double weight). So very volatile items have low weight in the calculation of the core inflation. In 2002, Cogley showed that the cores estimated by methods already cited still preserved high frequency variations and therefore suggested an exponential smoothing-based method that returned a measure of inflation softer than the alternative measures. There are still other estimated cores for other statistical models, such as Quah and Vahey (1995), that used multivariate systems in terms of other macro-economic variables to extract the trend of inflation and Bradley et al. (2015) and Stock and Watson (2015), who used models of unobservable components to estimate the core.

As can be seen, there are different methods that allow an estimation of the trend of inflation. However, the construction of a core alone does not guarantee its usefulness, and, on this basis, scholars have proposed methods to qualify the performance of these measures (Wynne, 1999, Clark, 2001, Rich and Steindel, 2007). Generally, the following characteristics in a core inflation are expected: (a) *Low volatility*: it is expected that the core is less volatile than the aggregate inflation; (b) *Transparency and communication with the public*: it is desirable that the core is easy to replicate and to explain to the public, making the presentation of the core dialogue simpler. As shown Da Silva Filho and Figueiredo (2014), most core inflations disclosed by central banks in the world are of the exclusion, double weight or trimmed mean types. Few institutions have more complex statistical methods to calculate the core, and if such are presented, also disclose the simplest core inflation; (c) *Historical review*: it is expected that the measure does not require an historical review, that is, does not change the past or its tendency with the insertion of new data. This makes a consistent history of inflation counted using the core inflation; (d) *Capture the inflation trend*: according to Clark (2001), for a core measure to capture the trend of inflation, the core and headline inflation should present similar means, ensuring that the core does not overestimate or underestimate the long-term trend of inflation, and the trajectory of the core must follow closely the headline inflation trend. Thus, when the trend of inflation rises, so will the core. The procedures applied for the evaluation of these two criteria can be found in more detail in Clark (2001), Cogley (2002), Rich and Steindel (2007); (e) *Inflation forecasting*: It is also expected the core will help in inflation forecasts, although the literature shows that this is not a trivial task. However, some authors (Clark, 2001, Cogley, 2002, Rich and Steindel, 2007) used a simple linear regression to assess whether the difference between the core and the headline inflation in the current time helps predict how much headline inflation will change from the current time to a few months from now.

Several of these authors say there is no consensus on which is the best measure of core inflation since the core does not present all of the expected characteristics (usually the items (a) and (d)) and therefore recommend the use of a set of indicators with caution, knowing the capacity of each to extract information. These findings corroborate the reason central banks do not disclose only a single measure of core and also not lean on just a single tool for decision making.

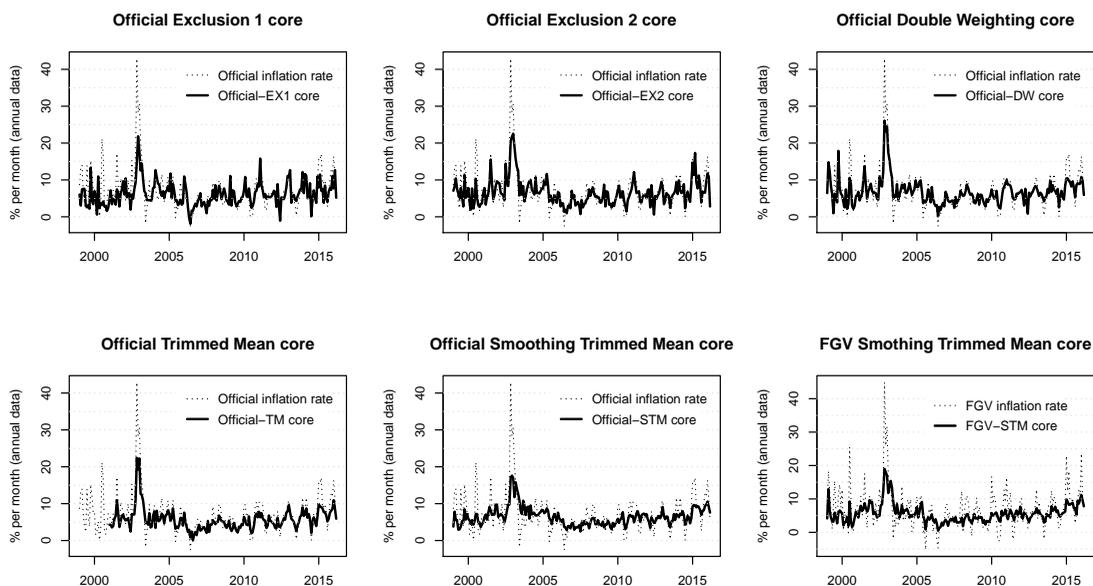
To show the usefulness of this type of measure, this article aims to present a new core inflation that meets the criteria already presented, being useful to identify the current price trend. The measure is applied to the consumer price index (CPI) of the Getulio Vargas Foundation (FGV), but can be replicated in any existing consumer price index.

This paper is structured as follows: in the next section is an analysis of the core measures disclosed in Brazil, mainly checking the five expected core criteria. Section 3 presents the proposed methodology, that is, how the Triple-Filter core inflation is calculated. Section 4, in addition to presenting the proposed measure, compares it with the conventional core measures especially in showing the ability of the Triple-Filter core to capture the trajectory of the headline inflation and provide information about the current state of the general level of prices. Finally, section 5 has the final considerations.

2. AN ANALYSIS OF THE CORE MEASURES DISCLOSED IN BRAZIL

Currently, there are six core inflation measures disclosed in Brazil. Five of them are estimated by the Central Bank of Brazil (BCB) and have reference to the IPCA,¹ the official rate of inflation in the country estimated by IBGE (2016b). The other measure refers to the CPI,² estimated by IBRE (2016a) of the Getulio Vargas Foundation (FGV). The measures³ vary from Jan/1999 to Mar/2016 and are shown in Figure 1. It is easy to see that all preserve a lot of noise in their history, with the trimmed mean core softer in the field but still suggesting indications of seasonality.

Figure 1: Core for the IPCA (IBGE) and the CPI (FGV/IBRE) – Jan/1999 to Mar/2016 (annual data)



To understand and analyze the trajectory of inflation in Brazil, however, these cores should be less noisy and also without seasonality (seasonal test,⁴ available in Table 1, suggests, with 95% confidence, the existence of a seasonal component in all core measures), as this component can mask the real trajectory of a time series. But despite this, these cores may still be suitable with regard to the characteristics desirable in view in section 1. The assessment of such measures is made ahead.

¹The Broad Consumer Price Index (IPCA) (IBGE, 2016a).

²The Consumer Price Index (CPI) (IBRE, 2016b).

³Official-EX1: Core for the IPCA that excludes monitored items and food at home; Official-EX2: Core for the IPCA which excludes the ten most volatile items; Official-DW: Core for the IPCA using double weighting method; Official-TM: Core for the IPCA using trimmed mean; Official-STM: Core for the IPCA using trimmed mean method with smoothed items; FGV-STM: Core for the CPI using trimmed mean method with smoothed items.

⁴X-13ARIMA-SEATS seasonality test (U.S. Census Bureau, 2013).

**Table 1:** QS Seasonality Test

	qs-stat	p-value
Official-EX1	21.65	0.0000
Official-EX2	28.57	0.0000
Official-DW	10.12	0.0063
Official-TM	7.08	0.0290
Official-STM	12.27	0.0021
FGV-STM	28.11	0.0000

H_0 : There is no seasonality in time series.

Table 2 displays descriptive statistics for the six core measures. All measurements have lower variability to the reference inflation index, highlighting the trimmed mean cores. It is noteworthy that all cores also have an average lower than the inflation rate, indicating they underestimate the long-term trend of price variation, and this average difference is more pronounced for the trimmed mean Official Brazilian CPI (Official-TM) and for the smoothed single core released by FGV (FGV-STM). This difference is mitigated when considering only the ten most recent years of information, however, it still represents a high bias around 1 percentage point for these two last mentioned cores. The Official-DW is the core that has a lower bias, however, one of the highest variability. The cores by exclusion are the ones in which the bias is not significant when assessing the most recent ten years. Except for this, all cores are classified as biased to the historical average of inflation.

Table 3 presents the RMSE (Root Mean Square Error) between the core measures and the long-term trend of inflation, the latter obtained by the centered moving average for 36 months on the reference inflation index. Centered moving averages are often used to estimate the trend of a time series, however, it is important to pay attention to the fact that the most recent period, which is the most interesting to assess the inflation trajectory, cannot be rated due to the loss of the most recent information in the calculation. The cores that demonstrate the lowest RMSE, among the whole set of measures, are the two core inflations by trimmed mean with smoothed items: Official-STM and FGV-STM.

Table 2: Descriptive statistics and evaluation of bias to the core inflations measures of Brazil

	Mean	Median	Standard Deviation	Bias	p-value
Official inflation rate	7.02 (6.07)	6.29 (5.79)	5.23 (3.55)	—	—
Official-EX1	6.15 (5.89)	5.54 (5.41)	3.28 (2.95)	-0.86 (-0.18)	0.01 (0.19)
Official-EX2	6.65 (5.84)	6.17 (5.66)	3.53 (2.78)	-0.37 (-0.23)	0.00 (0.23)
Official-DW	6.76 (6.01)	6.29 (5.91)	3.47 (2.19)	-0.26 (-0.06)	0.00 (0.00)
Official-TM	5.71 (5.11)	5.28 (5.03)	2.98 (2.11)	-1.31 (-0.96)	0.00 (0.00)
Official-STM	6.47 (5.77)	6.17 (5.54)	2.46 (1.78)	-0.55 (-0.30)	0.00 (0.00)
FGV inflation rate	6.90 (6.11)	6.42 (5.98)	6.00 (4.75)	—	—
FGV-STM	5.66 (5.05)	5.28 (4.97)	2.81 (1.98)	-1.24 (-1.07)	0.00 (0.00)

Note: the statistics were obtained based on annualized measures. Figures in parenthesis are calculated considering the history of Apr/2006 to Mar/2016 (ten years), while others consider the historical series starting in Jan/1999. The p-value refers to the bias test (F test) of null hypothesis $H_0 : \alpha = 0$ and $\beta = 1$, where α and β are linear regression coefficients between inflation and the core.

In addition to the proximity of trends, it is also necessary to verify whether the core has a long-term relationship with inflation, that is, it is expected that when the inflation trend increase (decreases), the core also increases (decreases). To verify this relationship you need to apply the following unit root and cointegration tests. The ADF unit root test (Table 4) applied to the entire series (Jan/1999 to Mar/2016) suggests that some measures are stationary, for example, Official inflation rate and CPI (FGV inflation rate). However, the same test applied only to the ten most recent years (values in parentheses in the same table), indicates that all measures are considered as a stochastic trend with a 95% confidence level, indicating the lack of inflation stability in Brazil during this recent period. Based on the results for these two time horizons, it was considered that the series are not stationary. The ADF test was reapplied to all the differentiated measures and results, with 95% confidence, indicating that they are stationary.

Table 3: RMSE between trend inflation and cores

	Official trend	FGV trend
Official inflation rate	4.85	—
Official-EX1 core	3.27	—
Official-EX2 core	2.95	—
Official-DW core	3.04	—
Official-TM core	2.96	—
Official-STM core	1.95	—
FGV inflation rate	—	5,56
FGV-STM core	—	2.42

Note: the statistics were obtained based on annualized measures.

Table 4: Augmented Dickey & Fuller Test

	τ -stat	Critical Value	Lag	Conclusion
Official inflation rate	-3.929 (0.262)	-2.88 (-1.95)	07 (09)	reject H_0 (do not reject H_0)
Official-EX1	-2.237 (-2.364)	-2.88 (-2.88)	11 (11)	do not reject H_0 (do not reject H_0)
Official-EX2	-2.737 (-2.169)	-2.88 (-2.88)	13 (08)	do not reject H_0 (do not reject H_0)
Official-DW	-3.486 (0.133)	-2.88 (-1.95)	07 (13)	reject H_0 (do not reject H_0)
Official-TM	-3.126 (1.085)	-2.88 (-1.95)	07 (15)	reject H_0 (do not reject H_0)
Official-STM	-2.149 (1.546)	-2.88 (-1.95)	12 (10)	do not reject H_0 (do not reject H_0)
FGV inflation rate	-3.096 (1.032)	-2.88 (-1.95)	12 (14)	reject H_0 (do not reject H_0)
FGV-STM	-2.290 (3.044)	-2.88 (-1.95)	12 (11)	do not reject H_0 (do not reject H_0)

H_0 : There is unit root (time series is not stationary). Figures in parenthesis are calculated considering the history of Apr/2006 to Mar/2016 (ten years), while others consider the historical series starting in Jan/1999.

Since all measurements are integrated of order 1, i.e., become stationary from the first differentiation, the Johansen cointegration test was applied between the cores and the reference inflation rate. The results (Table 5) indicate that all cores have a long-term relationship with the inflation indices, but these results may differ depending on the lag considered in the test application.



Table 5: Johansen Cointegration Test.

Eigenvalue	Test Statistic	Critical Value	No. of cointegration equations	Conclusion
Official inflation rate & Official-EX1 core				
0.077	15.52	14.26	None	reject H_0
0.025	5.00	3.84	At most 1	reject H_0
Two cointegrating equations at the 5% level.				
Official inflation rate & Official-EX2 core				
0.198	44.94	14.26	None	reject H_0
0.089	18.89	3.84	At most 1	reject H_0
Two cointegrating equations at the 5% level.				
Official inflation rate & Official-DW core				
0.097	20.24	14.26	None	reject H_0
0.069	14.22	3.84	At most 1	reject H_0
Two cointegrating equations at the 5% level.				
Official inflation rate & Official-TM core				
0.209	41.60	14.26	None	reject H_0
0.080	14.90	3.84	At most 1	reject H_0
Two cointegrating equations at the 5% level.				
Official inflation rate & Official-STM core				
0.142	29.79	14.26	None	reject H_0
0.017	3.48	3.84	At most 1	do not reject H_0
One cointegrating equation at the 5% level.				
FGV inflation rate & FGV-STM core				
0.237	54.09	14.26	None	reject H_0
0.031	6.27	3.84	At most 1	reject H_0
Two cointegrating equations at the 5% level.				

$$\Delta\pi_t = \alpha + \lambda\mu_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta\pi_{t-k} + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\Delta\pi_t^c = \alpha + \lambda_c\mu_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta\pi_{t-k}^c + \varepsilon_t \tag{2}$$

where:

π_t is the inflation rate (annualized monthly percent change);

π_t^c is the core inflation (annualized monthly percent change);

μ_{t-1} is the cointegration vector, which comes down to $\pi_t - \pi_t^c$ if the core is unbiased;

$\Delta = 1 - L$ in which L is the lag operator such that $L^n y_t = y_{t-n}$.

As there is supposedly a long-term relationship for all measures, the adjustment dynamics can be assessed. The evaluation is made in the analysis of the coefficients λ and λ_c of the equations (1) and (2) (Mehra and Reilly, 2009), indicating how the inflation and the core adjust when there is some difference between them. It is expected that λ is negative and λ_c is zero, so we can conclude that inflation moves towards the core and the core does not move toward inflation.

The results shown in Table 6 suggest that the adjustment dynamic is given appropriately only for the FGV-STM core, that is, it can be concluded that only inflation moves towards the core and not the other way (λ significant and negative and λ_c not significant). However, the same analysis for the ten most recent years (figures in brackets in Table 6) does not suggest the expected dynamic for any of the measures. In some cases, for example Official-EX1 and Official-TM cores, the dynamic occurs in two possible ways: the core moves toward inflation (λ_c significant) and inflation moves towards the core (λ significant and negative).

Table 6: Dynamic between inflation and core inflation – Jan/1999 to Mar/2016

	λ	\bar{R}^2	λ_c	\bar{R}^2
Official-EX1	-0.2943*** (-0.2337*)	0.2034 (0.1237)	0.2423*** (0.2039***)	0.4610 (0.5633)
Official-EX2	-0.2305* (0.1642)	0.1747 (0.2262)	0.3279*** (0.3099**)	0.2772 (0.3173)
Official-DW	-0.3692* (0.0615)	0.1816 (0.2196)	0.2450** (0.2303*)	0.1627 (0.2843)
Official-TM	-0.3256* (-0.3746**)	0.1082 (0.1341)	0.2936*** (0.1894*)	0.1951 (0.1561)
Official-STM	-0.3523*** (0.0834)	0.1747 (0.2204)	0.1571*** (0.1445**)	0.2264 (0.3087)
FGV-STM	-0.6172*** (-0.1477)	0.3124 (0.5007)	-0.0037 (0.0663)	0.0942 (0.2609)

Note: significance levels: 5% (*), 1% (**) e 0.1% (***).

The statistics were obtained based on annualized measures. Figures in parenthesis are calculated considering the history of Apr/2006 to Mar/2016 (ten years), while others consider the historical series starting in Jan/1999.

In order to verify whether the difference between the core and the inflation in the current time (t) helps predict inflation in 1 and 2 years ($t + 12$ and $t + 24$), it was estimated using the equation (3).

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^c - \pi_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

where:

π_t is the inflation rate (annualized monthly percent change);

π_t^c is the core inflation (annualized monthly percent change).

By observing the results in Table 7, we note that, for the two forecast horizons ($h = 12, 24$), the trimmed mean cores inflation have a greater predictive capacity when considering the complete historical series than the most recent 10 years. However, this prediction capacity drops considerably for the most recent period, which leads one to question the usefulness of the core today. Considering the complete historical series, for a year ahead forecast ($h = 12$), the Official trimmed mean with and without smoothing stands at (adjusted \bar{R}^2 equals 35%) while for two years ahead ($h = 24$) the Official-TM takes on \bar{R}^2 equals 42%. For the past 10 years, the FGV-STM core has the highest predictive ability for a year ahead forecast (adjusted \bar{R}^2 equals 16%) and Official-TM core is the most appropriate for two years



ahead (adjusted R^2 equals 25%). Although the values are relatively low, by the simplicity of the model, such values are acceptable and are also useful to compare the performance of the cores between them.

Table 7: Forecasting inflation rate using core inflation

		Jan/1999 to Mar/2016			Apr/2006 to Mar/2016		
		\bar{R}^2	β	t-stat	\bar{R}^2	β	t-stat
$h = 12$	Official-EX1	0.29	0.888 (0.1001)	8.871***	0.07	0.406 (0.1293)	3.141***
	Official-EX2	0.28	1.172 (0.1341)	8.744***	0.04	0.389 (0.1646)	2.365*
	Official-DW	0.21	1.238 (0.1690)	7.343***	0.09	0.634 (0.1698)	3.737***
	Official-TM	0.35	1.467 (0.1521)	9.641***	0.13	0.656 (0.1524)	4.302***
	Official-STM	0.35	1.008 (0.0971)	10.380***	0.13	0.516 (0.1164)	4.433***
	FGV-STM	0.30	0.910 (0.0989)	9.207***	0.16	0.469 (0.0969)	4.842***
$h = 24$	Official-EX1	0.22	0.814 (0.1108)	7.345***	0.11	0.663 (0.1697)	3.910***
	Official-EX2	0.21	1.029 (0.1471)	6.999***	0.11	0.759 (0.1932)	3.932***
	Official-DW	0.19	1.244 (0.1859)	6.212***	0.14	1.100 (0.2409)	4.567***
	Official-TM	0.42	1.503 (0.1387)	10.836***	0.25	1.272 (0.1970)	6.460***
	Official-STM	0.29	0.935 (0.1081)	8.645***	0.19	0.817 (0.1496)	5.458***
	FGV-STM	0.27	0.925 (0.1113)	8.307***	0.20	0.678 (0.1225)	5.532***

Note: β standard deviation in parenthesis; t-stat is the test statistic of β parameter.

With the results presented, we conclude that no core inflation measure has optimum performance when considering all the analyzed criteria. All core inflations underestimate the inflation trend, and this is the most expressive feature in the cores inflation by trimmed mean, however these are less noisy than the Official-EX1, Official-EX2 and Official-DW cores inflation, which underestimate less. All the measures also have a long-term relationship with inflation, but this relationship does not occur properly for any of them, except for the FGV-STM. However, this ratio can also be questioned because the ability to attract inflation is considered a failure for the most recent period of data. The forecast capacity is most relevant for the trimmed mean cores inflation, although it can be questionable in the most recent period.

In view of this, it is worth the effort to find another measure of core inflation that satisfies the criteria used in this study.

3. TREND MEASURE: TRIPLE-FILTER CORE INFLATION

Viewing the analysis in section 2, we notice the poor performance of the currently disclosed core inflations in Brazil, and the trimmed mean with smoothed items are the ones that stand out when considering bias, forecast, adjustment dynamics and proximity of the aggregated inflation. Similar conclusions can be found in other studies of the core measures in Brazil (Da Silva Filho and Figueiredo, 2011, Santos and Castelar, 2013, Da Silva Filho and Figueiredo, 2014). Because of this, three procedures are suggested in order to improve the performance of a core by smoothing trimmed mean and find a trend measure for inflation:

1. Recalculate the trimmed mean with smoothed items core inflation changing the number of items that will be removed in the lower and upper tails;

2. Remove the identified seasonality;
3. Apply a short filter of moving averages to remove the high frequency component remaining after seasonal adjustment.

The smoothing trimmed mean core inflation excludes from the price index the items with the highest and lowest variations in the period. So, every month it is decided whether an item remains or is excluded from the index calculation. By using smoothing, it allows that some items have a chance to not be summarily excluded. For example, administered items that have less frequent adjustments, but at significant times. Smoothing divides the variation of these predefined items in 12 and also distributes in a 12-month horizon. The smoothed items account for about 37% of the FGV inflation basket.⁵

Changing the number of items that will be removed from the core calculation is intended to approximate the average of the core inflation to the average of the headline inflation, eliminating the average bias. Removal of the seasonal component is important to avoid misinterpretation regarding the time series trend. To deseasonalize the series, the seasonal adjustment program X-13ARIMA-SEATS (U.S. Census Bureau, 2013) was used. However, even with seasonal adjustment, a time series may still be considered volatile, precisely because the purpose of seasonal adjustment is only to remove the seasonal component and not the high frequency component (irregular/noise). Economic analysts generally use smoothing techniques to try to capture the supposed tendency of a volatile time series, such as, for example, moving averages. If there is seasonality in the time series, usually the order 12 is used (variation accumulated in 12 months) or higher to analyze the trajectory of inflation (as is done in Brazil). The downside here is that the current inflation is very affected by past values. In this article, however, after removal of seasonality, one can employ a moving average of short order (three months) for the purpose of removing only high-frequency variations. Thus, current inflation is little influenced by the past (equation (4)). After these three filters (extreme variations, seasonality, noise), there is the (annualized) Triple-Filter core inflation (TF core inflation).

$$\pi_{i,t}^{TF} = \left[\left(\prod_{i=0}^2 \frac{\pi_{i,t-i}^{AJ}}{100} + 1 \right)^{\frac{12}{3}} - 1 \right] \times 100. \quad (4)$$

Where:

$\pi_{i,t}^{AJ}$ is the core inflation seasonally adjusted (monthly percent change);

$\pi_{i,t}^{TF}$ is the annualized Triple-Filter core.

The methodology presented will be applied only to the FGV inflation rate (CPI) but can be easily replicated for any consumer price index. The first filtering methodology excludes items with extreme variations that accumulate 20% of the lower tail and 13% of the upper tail, leaving 67% of the original weight of the basket of products. The estimation made by FGV/IBRE considers 20% for the two tails. The seasonally adjusted specifications (second filter) were set considering the complete historical series from January 1999 to March 2016. Two outliers were detected (Feb/1999 and Nov/2002), which were kept to perfect the quality of seasonal adjustment. The SARIMA(0 1 1)(1 0 0)₁₂ model was estimated taking into account the raw data.

⁵The items that are smoothed in the trimmed mean methodology are: Residential Rental, Residential Housing, Residential Electricity Tariffs, Gas Bottles, Piped Gas Rate, Residential Water and Sewerage Rates, Dentist, Doctor, Psychologist, Health Insurance, Other Health Professionals, Gastroprotective, Psychotropic and Anorectic, Analgesic and Antipyretic, Anti-inflammatory and Antibiotic, Flu and Antitussive, Antiallergic and Bronchodilator, Vasodilator For Blood Pressure, Calming And Antidepressant, Contraceptive, Dermatological, Vitamin E Fortifying, Antimycotic and Parasiticide, Medicine For Diabetes, Medicine for Osteoporosis, Optician Medicines, Elementary Education, Secondary Education, Early Childhood Education (Pre-school), Higher Education, Early Childhood Education (Daycare) Post-Graduate Course, Boat And Hovercraft fares, Metro Fare, Bus Fare, Urban Taxi Fare, School Transportation, Urban Train Fare, Transport Rate for Van And Similar, Interurban Bus Fare, Ethanol, Gasoline, Lubricating Oil, Diesel Oil, Natural Gas, Property taxes, Tolls, Compulsory Vehicle Insurance, Phone Card, Postal Rate, Internet Access, Lottery Tickets, Lottery in general, Residential Phone Rates, Mobile Phone Rates.

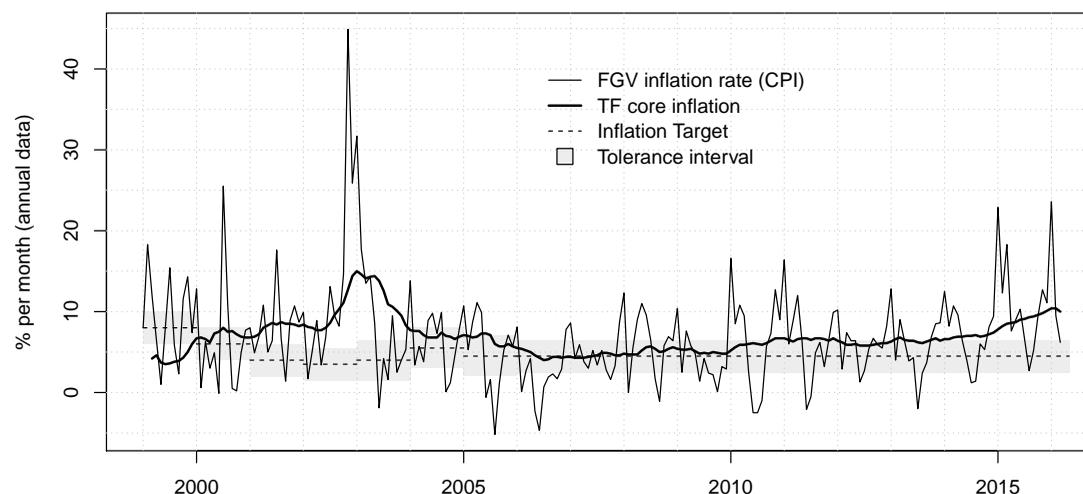


4. RESULTS

4.1. The Triple-Filter core inflation and its characteristics

The TF core inflation, shown in Figure 2, is the estimated trend measure for the CPI (FGV/IBRE) following the procedures seen in the section 3. Clearly, the measure is less volatile than the price index and note that its trajectory is increasing from 2010, whereupon the indicator floats around the inflation target ceiling (6.5%) stipulated by the Central Bank, reaching beyond it significantly from 2014. The latest available data (2016) point to a possible stabilization and even decrease of the price trend.

Figure 2: TF core inflation of CPI (FGV/IBRE) - Mar/1999 a Mar/2016 (annual data)



Furthermore, the analysis of the TF core inflation (Table 8) allows us to conclude that the measure is not biased (p -value = 0.58), that is, the core inflation does not underestimate or overestimate the inflation trend. The conclusion is also valid when analyzing the ten most recent years (p = 0.29). These first positive results were achieved after the new definition of the number of items with extreme variations that should be excluded in calculating the trimmed mean methodology.

When measuring the distance between the TF core inflation and the price trend obtained by the moving averages (Table 9), this distance can be considered small compared to the core inflation now published by FGV/IBRE (FGV-STM), concluding that, on average, the TF core inflation follows the inflation trend closer than the current FGV core inflation.

Table 8: Descriptive statistics and evaluation of bias to the Triple-Filter core inflation

	Mean	Median	Standard Deviation	Bias	p-value
FGV inflation rate	6.90 (6.11)	6.42 (5.98)	6.00 (4.75)	—	—
TF core inflation	6.86 (6.16)	6.59 (6.04)	2.21 (1.47)	-0.04 (0.05)	0.58 (0.29)

Note: the statistics were obtained based on annualized measures. Figures in parenthesis are calculated considering the history from Apr/2006 to Mar/2016 (ten years), while the others consider the historical series starting in March 1999. The p-value refers to the null hypothesis bias test $H_0 : \alpha = 0$ and $\beta = 1$. There are no indications that the core inflation is biased towards the two time cuts.

Table 9: RMSE between FGV trend inflation and Triple-Filter core

	FGV trend
FGV-STM	2,42
TF core inflation	1,41

It is also possible to conclude that the TF core inflation and the inflation trend have a long-term relationship because, with 95% confidence, the two time series are first order integrated (Table 10) and cointegrated (Table 11). The dynamics of this long-term relationship between the TF core inflation and the CPI is given as expected (see Table 12). Since λ is negative and significant, when inflation is above or below the core inflation, it will tend to move towards the core inflation. There is no evidence of the opposite movement (core toward inflation), since λ_c is not significant. This dynamic is maintained when evaluating the ten most recent years of data. These results together demonstrate that the TF core inflation captures the inflation trend properly.

Table 10: Augmented Dickey & Fuller Test

	τ -stat	Critical Value	Lag	Conclusion
FGV inflation rate	-3.096	-2.88	12	reject H_0
FGV inflation rate (recent)	1.032	-1.95	14	do not reject H_0
TF core inflation	-1.982	-2.88	16	do not reject H_0
TF core inflation (recent)	1.852	-1.95	18	do not reject H_0

H_0 : There is unit root (time series is not stationary).

ADF test is applied considering the history of Mar/1999 to Mar/2016 and the ten most recent years of data.

Table 11: Johansen Cointegration Test between IPC and Triple-Filter core

Eigenvalue	Test Statistic	Critical Value	No. of cointegration equations	Conclusion
0,115	23,41	14,26	None	reject H_0
0,007	1,43	3,84	At most 1	do not reject H_0

One cointegrating equation at the 5% level.

Table 13 presents the estimation results of the equation (3) to see if the difference between the core inflation and the inflation in the current time (time t) helps to predict how inflation will change in a year or two. It can be favorably concluded using the core inflation, since the coefficient β is significant for the two time horizons. The statistics \bar{R}^2 , although considerably lower, still show that the core inflation is an important factor in the prediction of inflation. When comparing TF core inflation performance with the current FGV Core Inflation (FGV-STM) only in regard to this forecast, there are no arguments in favor of using one or the other, since the predictive ability of the two core inflations are similar.

**Table 12:** Dynamic between CPI and Triple-Filter core inflation

	λ	\bar{R}^2	λ_c	\bar{R}^2
TF core inflation	-1.925***	0.4372	-0.0021	0.5885
TF core inflation (recent)	-0.515***	0.5392	0.005	0.2851

Note: significance levels: 0.1% (***)

The dynamic is evaluated considering the history of Mar/1999 to Mar/2016 and the ten most recent years data.

Table 13: Forecasting inflation rate using core inflation

		\bar{R}^2	β	t-stat
$h = 12$	TF core inflation	0.28	0.687 (0.0786)	8.737***
	TF core inflation (recent)	0.15	0.381 (0.0809)	4.701***
$h = 24$	TF core inflation	0.29	0.745 (0.0871)	8.562***
	TF core inflation (recent)	0.20	0.575 (0.1026)	5.602***

Note: β standard deviation in parenthesis; t-stat is the test statistic of β parameter.

4.2. New analyzes

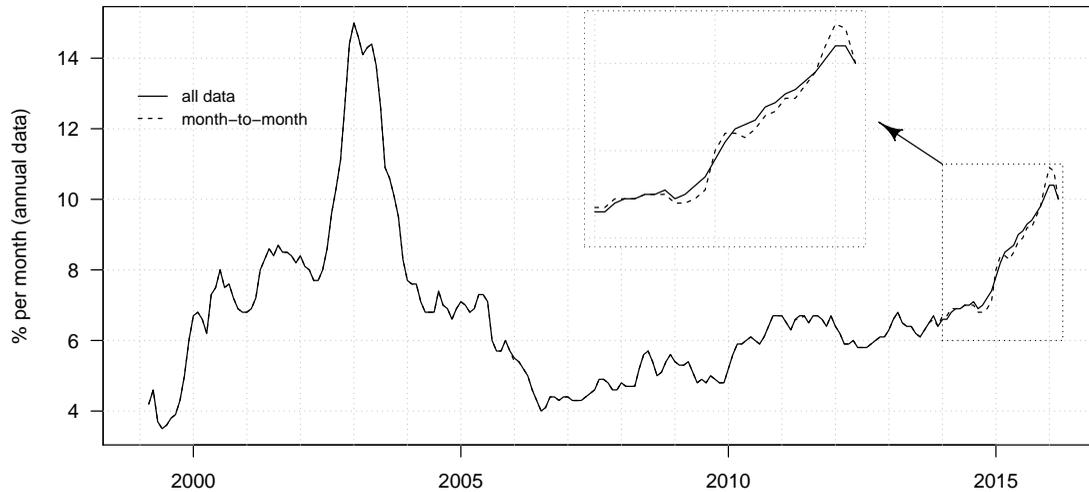
Also it is necessary to assess whether over time the TF core inflation trajectory remains similar to adding new observations, since seasonal adjustment is used. For this evaluation, we adopted the following:

1. Setting the specification of seasonal adjustment model considering only the data until Dec 2014;
2. Run the seasonal adjustment month-to-month from Jan 2015 to Mar 2016 according to the specification defined in (1) and store the result of each month;
3. Deseasonalize the full range according to the specification defined in (1) and compare it with the number obtained in (2).

The annualized TF core inflation series obtained from the two previously explained ways can be seen in Figure 3. Note that from 2014 there is a small change between the two series. This change is most evident in the months of January and February 2016, in which the difference between the series is, respectively, 0.5 and 0.4 percentage points (with annualized information). Except in the months of March and April 2015 wherein the estimated core inflation with the complete series moves from 8.5% to 8.6% while the other core inflation recedes from 8.4% to 8.3%, the trajectory of the core inflations is similar. These results show the robustness of the proposed core inflation and that the seasonal adjustment month-to-month is similar when using all the observations of the series available. This result and others (softness, bias, cointegration, adjustment dynamic, seasonal robustness and prediction) shown in this section show the quality of the measure of the core inflation proposal.

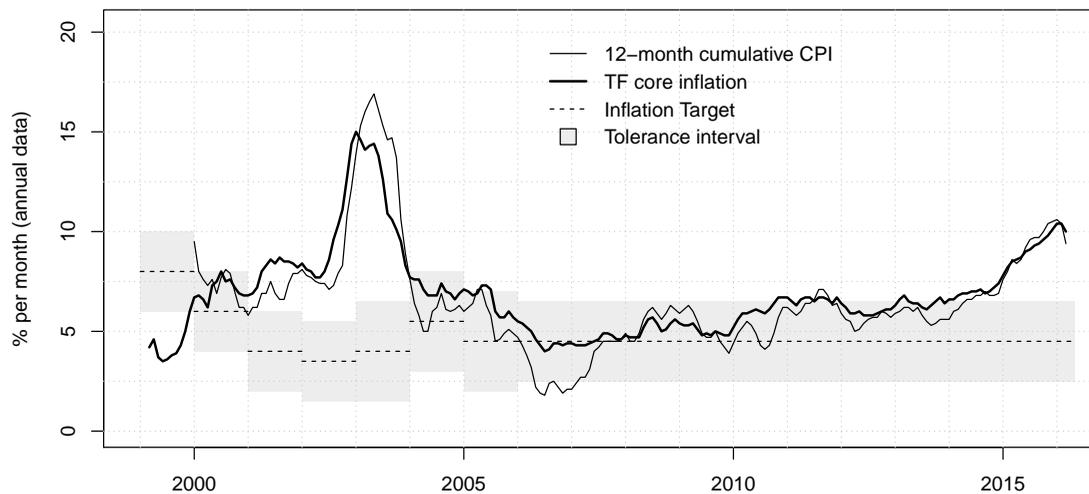
Still in order to show the usefulness of TF core inflation, shown in Figure 4 is the annualized core against the CPI accumulated in 12 months. The latter is the main drive of the general public to follow the trajectory of inflation (Ferreira et al., 2016, Gaglianone et al., 2016). It appears that the crossing points of inflation behavior are perceived faster with TF core inflation. For example, in 2010, the core inflation floated around 6%, exceeding the ceiling of the inflation target in November (6.7%). By analyzing the accumulated inflation, however, one only notices a flirtation with the target ceiling 6 months later in May 2011. In 2013, the same happens: the core inflation floats around the target ceiling and

Figure 3: Evaluation of seasonal adjustment (annual data)



passes it three times in February, March and November, however, the accumulated inflation only came to exceed the ceiling for the first time in May 2014.

Figure 4: Annualized TF core inflation and 12-month cumulative CPI – Mar/1999 a Mar/2016



These results demonstrate that the TF core inflation should be used as a reference measure for the inflation path in place of the traditional core inflations, especially in countries with higher inflation and regulated prices, as is the case of Brazil. In this context, the traditional core inflations bring little information about the trajectory of the general price level, so the argument of simplicity in the core inflation calculation is not valid like it is in countries like the US who only remove energy and food from the estimate.

An important feature of TF core inflation is the improved communication between the monetary authority and the general public. Being a measure little influenced by discrepant events and seasonal effects, the annualization becomes feasible (an uncommon practice in countries with high inflation)



allowing the public to have a clearer idea about the behavior of prices over a full year without having to carry a significant load of information from 12 months ago (a common practice in countries with high inflation is accumulating inflation over 12 months). Significant, because the core inflation also carries the past 12 months of information, however variations are softer due to the smoothing methodology in the calculation of trimmed mean and are applied to only 37% of the basket of products. It is important that the property of the TF core inflation to save little past information allows a variation in the clearest tip to events occurring at the present time.

Such features previously argued (clearer trend, improved communication, clearer view with what happens in the present time) are easily confirmed observing the history of the TF core inflation and relating it to the events in Brazil. By comparing Figures 1 and 2, it is easy to see that the tendency of the TF core inflation is lighter and less volatile as compared with traditional cores. As for annualization and improved communication, observing Figure 2, there are three events that support this argument. It appears that since 2003 there is a clear convergence of inflation to the target, achieved in 2006, and inflation remains on target to approximately the end of 2010. From this period, inflation measured by the core inflation touches the target ceiling until January 2014, when the goal is not met.

The third characteristic is observed when comparing the TF core inflation over 12 months (Figure 4), where it appears that the behavior of the accumulated inflation is perceived faster with TF core inflation. It can be argued that the policymakers use other techniques besides the accumulated inflation in 12 months and therefore have full knowledge of price movements. However, in Brazil, the main tool used by the general public to assess where inflation is at the present time is the accumulated inflation over 12 months, and this, by definition, carries with it a large amount of past information, which may not reflect the current price situation. Therefore, the TF core inflation will allow the general public to have a more accurate understanding of the trend of prices allowing greater vigilance to short-term movements of price increase and, on the other hand, a smaller effort from the Central Bank to decrease price levels and, in the future, may serve as an anchor in the dissemination process for the Brazilian society in general.

5. FINAL REMARKS

The core inflation measures are used by monetary authorities as a tool to measure the stabilization of prices in the economy. Such measures try to capture the persistent inflation movement by removing the short term movements in the CPI. In Brazil, the five existing core measures, which are estimated by using traditional methods, deliver little information in respect to general price levels. That is why this article seeks to estimate a new core measure: the Triple-Filter core inflation method which is built by filtering the CPI by trimmed mean with smoothed items, seasonal adjustment and moving averages.

The results (softness, no bias, cointegration, adjustment dynamic, seasonal robustness and prediction) show the quality of the measure of the core inflation proposal and allow above all to conclude that this can be more useful to identify the current pricing trend than traditional measures. The measure allows the general public to have a more accurate understanding of the trend of prices allowing greater vigilance to short-term movements of price increase and, on the other hand, a smaller effort from the Central Bank to decrease price levels and, in the future, may serve as an anchor in the dissemination process for the Brazilian society in general.

A natural continuation of this work will be the treatment of the smoothing of the administered prices and other predefined items (section 3) adopted in conjunction with the method of trimmed mean. Such treatment will allow the TF core inflation to better reflect inflation in the present time.

BIBLIOGRAPHY

- Bradley, M. D., Jansen, D. W., & Sinclair, T. M. (2015). How Well Does “Core” Inflation Capture Permanent Price Changes? *Macroeconomic Dynamics*, 19(4):791–815.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G. (1994). Measuring core inflation. In *Monetary Policy*. The University of Chicago Press, p. 195–219.
- Clark, T. E. (2001). Comparing measures of core inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City - Economic Review*, Q II:5–31.
- Cogley, T. (2002). A simple adaptive measure of core inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34:94–113.
- Da Silva Filho, T. N. T. & Figueiredo, F. M. R. (2011). Has Core Inflation Been Doing a Good Job in Brazil? *Revista Brasileira de Economia*, 65:207–233.
- Da Silva Filho, T. N. T. & Figueiredo, F. M. R. (2014). Revisitando as Medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil. *Banco Central do Brasil - Trabalhos para Discussão*, 356.
- Dow, J. (1994). Measuring inflation using multiple price indexes. [Mimeo].
- Ferreira, P., Oliveira, I., & Teixeira, F. (2016). How Brazilian Consumers Inflation Expectations are created. [Mimeo].
- Gaglianone, W. P., Issler, J. V., & Matos, S. M. (2016). Applying a Microfounded-Forecasting Approach to Predict Brazilian Inflation. *Banco Central do Brasil - Working Paper*, 436.
- IBGE (2016a). Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA e Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC. Online at: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm.
- IBGE (2016b). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Online at: <http://www.ibge.gov.br>.
- IBRE (2016a). Instituto Brasileiro de Economia. Online at: <http://portalibre.fgv.br/>.
- IBRE (2016b). Instituto Brasileiro de Economia - IPC. Online at: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92B7350710C7>.
- Mehra, Y. P. & Reilly, D. (2009). Short-Term Headline-Core Inflation Dynamics. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, p. 289–313.
- Quah, D. & Vahey, S. P. (1995). Measuring Core Inflation? *Economic Journal*, 105(432):1130–44.
- Rich, R. & Steindel, C. (2007). A Comparison of Measures of Core Inflation. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 13:19–38.
- Santos, C. & Castelar, I. (2013). Avaliando as medidas de núcleo da inflação no Brasil. *Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2015). Core Inflation and Trend Inflation. Working Paper 21282, National Bureau of Economic Research.
- U.S. Census Bureau (2013). The X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program. Online at: <https://www.census.gov/srd/www/x13as/>.
- Wynne, M. (1999). Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues. *Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper*, 9903.

As Relações Setoriais entre Minas Gerais, Restante do Brasil e seus 5 Principais Parceiros Econômicos: Uma Abordagem de Insumo-Produto

VINÍCIUS DE AZEVEDO COUTO FIRME*

Sumário: 1. Introdução; 2. A abordagem de Insumo-Produto: Prós e Contras; 3. O modelo de Insumo-Produto Inter-Regional; 4. Construção da Matriz, Fonte e Natureza dos Dados; 5. Resultados; 6. Conclusão; A. Apêndice.

Palavras-chave: Comércio Internacional; Economia Regional; Modelos Inter-Regionais de Insumo-Produto.

Códigos JEL: F14, R12, C67.

Neste trabalho, construiu-se e analisou-se uma matriz inter-regional de insumo-produto contendo os fluxos comerciais correntes de 2003 entre as regiões de Minas Gerais (MG), Restante do Brasil (RB) e Resto do Mundo (RM). Tal matriz apresentou desagregação para: 11 setores em MG e RB e para os principais parceiros comerciais brasileiros no RM. Concluiu-se que, os setores de MG, apesar de apresentarem menores multiplicadores de produção, impulsionam mais a indústria nacional que os do RB. No RM, a China auferiu o maior multiplicador de produção, foi considerada Setor-Chave e seu comércio interno foi o elo mais influente da economia mundial.

This article built and analyzed an inter-regional input-output matrix containing the current trade flows, from 2003, among the regions of Minas Gerais (MG), Rest of Brazil (RB) and Rest of World (RW). This matrix presented disaggregation for: 11 sectors in MG and RB and the major Brazilian's trading partners in RW. The results revealed that the sectors of MG, in spite of having lower production multipliers, were better to boost the domestic industry than RB's sectors. In RW, China earned the highest production's multiplier, was considered key-sector and its domestic trade was the most influential link in the world economy.

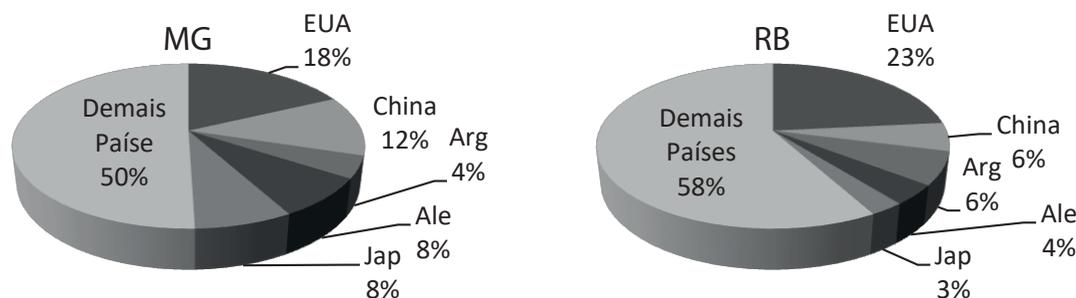
1. INTRODUÇÃO

A análise dos setores brasileiros via Insumo-Produto (I-P) é frequente na literatura nacional. Guilhoto et al. (2002, 2001a), Haddad (1999), Haddad e Hewings (2000) e Crocom e Guilhoto (1998) utilizaram este instrumento para analisar as interdependências entre as macrorregiões brasileiras. Já Guilhoto et al. (2001) e Rodrigues et al. (2005) fazem uso do I-P no intuito de verificar a evolução estrutural das ligações entre os setores no decorrer do tempo. Outra possibilidade consiste em selecionar economias regionais específicas, através de um sistema inter-regional integrado, a fim de verificar as ligações e transbordamentos existentes entre regiões distintas (Domingues, 2002, Duarte Filho e Chiari, 2002).

No caso deste trabalho, optou-se por usar uma matriz inter-regional de I-P, contendo os fluxos comerciais entre os setores de Minas Gerais (MG) e do Restante do Brasil (RB), com fechamento para as

*Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora Campus Governador Valadares – UFJF-GV. E-mail: vinicius.firme@ufjf.edu.br

Gráfico 1: Participação dos países analisados no total exportado por Minas Gerais (MG) e pelo restante do Brasil (RB) em 2003 – Valores Percentuais.



Fonte: ALICEweb (2017).

exportações,¹ a fim de analisar as relações de comércio entre MG, RB e o “setor externo” ou Resto do Mundo (RM), sendo este último composto pelos 5 principais parceiros comerciais do Brasil (i.e.: EUA, China, Argentina, Alemanha e Japão) mais o grupo dos “demais países”.

Para tanto, os vetores de exportações e importações da matriz inter-regional (MG×RB) de Souza (2008), referente ao ano de 2003, foi desagregada (entre os 5 países mencionados mais os “demais países”) e endogeneizada no modelo de insumo-produto (fechamento para as exportações). Segundo os dados do ALICEweb (2017), os EUA, China, Argentina, Alemanha e Japão foram responsáveis por quase 50 das exportações de Minas Gerais (MG) e mais de 40% das exportações do restante do Brasil (RB) em 2003. Portanto, estes seriam países relevantes ao comércio internacional de ambas as regiões (Gráfico 1).

Os resultados mostraram que, embora os setores de MG apresentem, em média, menores multiplicadores de produção que os do RB, eles seriam opções interessantes para impulsionar a indústria nacional (MG+RB) devido ao baixo transbordamento para o RM. Além disso, o setor Extrativo Mineral, de MG, teve o maior multiplicador de produção entre os setores brasileiros. Porém, devido ao transbordamento deste setor para o RM, o setor de Alimentos e Bebidas de MG causaria maior impacto tanto em MG quanto no RB. No RB, o setor de Metais não Ferrosos obteve o maior multiplicador. Já o setor de Ferro e Aço, do RB, seria o que causaria maior impacto em MG. No RM, a China auferiu o maior multiplicador de produção, foi considerada Setor-Chave e seu comércio interno foi o elo mais influente da economia.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 contém uma revisão sobre os pontos positivos e negativos do Insumo-Produto. Na seção 3 apresenta-se a metodologia da matriz inter-regional, bem como os métodos de análise utilizados. A seção 4 contém o detalhamento da construção da matriz e dos dados utilizados. Na seção 5 é realizada a análise dos resultados obtidos. Em sequência tem-se a conclusão, referências e apêndice.

¹Quando um componente da demanda final é endogeneizado no modelo de Insumo-Produto, diz-se que se trata de um modelo “fechado” de Insumo-Produto Miller e Blair (2009). No caso deste artigo, foi realizado um “fechamento para as exportações”, onde os vetores de exportações e importações são trazidos para dentro da matriz inversa de Leontief. Neste caso, cria-se um novo setor na matriz (e.g.: setor externo) onde é possível identificar não apenas os impactos diretos e indiretos associados a este setor (caso do modelo aberto), mas também os impactos induzidos (modelo fechado), ver maiores detalhes em Porsse (2002). Outros autores que realizaram este tipo de fechamento foram: Haddad et al. (2005), Betarelli JR et al. (2008), Betarelli JR et al. (2011) e Oliveira et al. (2014).

2. A ABORDAGEM DE INSUMO-PRODUTO: PRÓS E CONTRAS

O modo como a matriz de insumo-produto é exposta foi proposta na década de 40, pelo economista russo Wassily Leontief. Trata-se de um instrumento da contabilidade social que permite conhecer os fluxos dos bens e serviços, produzidos por cada setor da economia, destinados a servir de insumos a outros setores ou atender a demanda final (Carvalho, 1998). Segundo Lafer (1973), as matrizes de insumo-produto fazem parte de um grupo de instrumentos que auxiliam os governos a atuar sobre a realidade. O autor argumenta que, utilizando técnicas de programação linear, estas matrizes possibilitam encontrar os preços e as quantidades a produzir de cada setor da economia, correspondentes à alocação ótima de recursos, dada a estrutura da demanda final.

Para Guilhoto (2011), as principais aplicações da teoria de insumo-produto referem-se às análises estruturais e de impacto. A primeira busca entender como a economia funciona e como os setores e as regiões se relacionam. Já as análises de impacto visam estudar a reação da economia e dos seus setores a choques resultantes de políticas econômicas e/ou de alterações de comportamento dos agentes econômicos.² No caso do presente artigo, buscou-se identificar as interdependências estruturais entre os setores de Minas Gerais (MG) e do Restante do Brasil (RB) com o mercado externo e verificar o efeito de políticas econômicas sobre estes. Para tanto, o mercado externo foi desagregado para os 5 principais parceiros econômicos do Brasil mais o grupo dos “demais países” que compõem o este mercado.

O uso de matrizes de insumo-produto contendo os fluxos comerciais entre mais de uma região é denominado “modelos inter-regionais” e origina-se do trabalho de Isard (1951). Segundo Montoya (1998), estes modelos possuem diversas vantagens, pois assumem que há uma função de produção do tipo Leontief específica para cada setor de cada região e que os coeficientes técnicos dependerão não somente da tecnologia utilizada e da estrutura de preços relativos, mas, também, da organização atual dos fluxos regionais de abastecimento em cada setor. Como os setores são considerados específicos, as relações inter-regionais são detalhadas e, dessa forma, os fluxos inter-regionais podem mensurar os efeitos de transbordamento entre as regiões, causados pela variação da demanda final de uma delas.

No atual artigo, utilizou-se uma matriz inter-regional com desagregação para 11 setores em Minas Gerais (MG) e no Restante do Brasil (RB). Além disso, as transações comerciais destas regiões com o mercado externo foram incorporadas à matriz (modelo fechado para as exportações). Este procedimento gerou um “setor externo” que, após ser desagregado, foi denominado Resto do Mundo (RM). Assim, a matriz inter-regional utilizada neste trabalho apresenta os fluxos comerciais intra e inter-regionais entre MG, RB e RM.

Embora as matrizes de insumo-produto possuam diversas vantagens para a análise estrutural da economia (devido à consistência da apresentação de suas informações), é importante mencionar suas limitações. Sendo as principais: 1) Hipótese de retornos constantes de escala, ou seja, para qualquer quantidade produzida serão utilizadas as mesmas combinações relativas de fatores produtivos; 2) Invariabilidade dos coeficientes técnicos ao longo do tempo, o que significa que não são considerados quaisquer efeitos em termos de mudanças de preços ou avanços tecnológicos; 3) Hipótese de oferta de recursos produtivos infinita e perfeitamente elástica; 4) Pressuposto de que o uso dos recursos produtivos tem eficiência máxima; 5) Por fim, há um conjunto amplo de restrições quanto à elaboração das matrizes de insumo-produto, que vão desde hipóteses simplificadoras sobre a natureza dos produtos e dos insumos utilizados nos processos de produção até a defasagem decorrida entre a coleta e a publicação ordenada dos dados Guilhoto (2011).

²As possibilidades de utilização da teoria de insumo-produto para análises estruturais e de impacto, entre outras, são apresentadas em Kurz et al. (1998), Lahr e Dietzenbacher (2001), Hewings et al. (2002). Além disso, Haddad (1976) fez um grande esforço no sentido de avaliar potencialidades e limitações envolvendo análises de impacto (efeitos multiplicadores).



Quadro 1: Estrutura da Matriz Inter-Regional (MG×RB) Fechada para as Exportações (RM).

		COMPRAS																													
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	EUA	CHI	ARG	ALE	JAP	DP	DF	DT
VENDAS	1 Agropecuária	$Z_{ij}^{MG \times MG}$											$Z_{ij}^{MG \times RB}$											$Z_{ij}^{MG \times RM}$					Y_i^{MG}	X_i^{MG}	
	2 Extrativa Mineral																														
	3 Minerais não metálicos																														
	4 Ferro e Aço																														
	5 Metais não ferrosos e outras metalurgias																														
	6 Papel e celulose	$Z_{ij}^{RB \times MG}$											$Z_{ij}^{RB \times RB}$											$Z_{ij}^{RB \times RM}$					Y_i^{RB}	X_i^{RB}	
	7 Química																														
	8 Alimentos e Bebidas																														
	9 Têxtil e Vestuário																														
	10 Outras Indústrias																														
	11 Margens e Serviços	$Z_{ij}^{RM \times MG}$											$Z_{ij}^{RM \times RB}$											$Z_{ij}^{RM \times RM}$					Y_i^{RM}	X_i^{RM}	
	12 Agropecuária																														
	13 Extrativa Mineral																														
	14 Minerais não metálicos																														
	15 Ferro e Aço																														
	16 Metais não ferrosos e outras metalurgias	IMP_j^{MG}											IMP_j^{RB}											IMP_j^{RM}							
	17 Papel e celulose																														
	18 Química																														
	19 Alimentos e Bebidas																														
	20 Têxtil e Vestuário																														
	21 Outras Indústrias	VA_j^{MG}											VA_j^{RB}											VA_j^{RM}							
	22 Margens e Serviços																														
EUA																															
CHINA																															
ARGENTINA																															
ALEMANHA	X_j^{MG}											X_j^{RB}											X_j^{RM}								
JAPÃO																															
DEMAIS PAÍSES																															
Impostos																															
Valor Adicionado																															
Demanda Total																															

Fonte: Elaboração do autor com base nos fluxos comerciais inter-regionais propostos por Miller e Blair (2009).

3. O MODELO DE INSUMO-PRODUTO INTER-REGIONAL³

Este artigo analisou os fluxos comerciais entre os setores de Minas Gerais (MG) e do restante do Brasil (RB) com os principais parceiros comerciais do Brasil, denominados resto do Mundo (RM). Para tanto, fez uso de uma matriz inter-regional de insumo-produto fechada para as exportações. Conforme ressalta Miller e Blair (2009), matrizes inter-regionais de insumo-produto descrevem os fluxos monetários de bens e serviços entre diferentes regiões.⁴ A estrutura do modelo inter-regional, usada neste trabalho, pode ser visualizada no Quadro 1.

Observe que as vendas ocorrem nas linhas i (produção) enquanto as compras são efetuadas nas colunas j (insumos), de modo que $X_i = X_j$ sempre que $i = j$. Sendo assim, Z_{ij} são as vendas do setor i para o setor j .⁵ Y_i representa as vendas do setor i para a demanda final e X_i a demanda total ou o valor total da produção do setor i . Os sobrescritos MG, RB e RM representam: Minas Gerais, Restante do Brasil e Resto do Mundo, respectivamente. Assim, $Z_{ij}^{MG \times MG}$, $Z_{ij}^{RB \times RB}$ e $Z_{ij}^{RM \times RM}$ são as vendas intra-regionais do setor i para o setor j enquanto os demais fluxos refletem as vendas inter-regionais do setor i para o setor j (Quadro 1).

³Também conhecido de “modelo Isard”, devido à aplicação de Isard (1951).

⁴Neste trabalho as regiões de MG e RB apresentam desagregação para 11 setores. Sendo eles: 1. Agropecuária; 2. Extrativa Mineral; 3. Minerais não metálicos; 4. Ferro e Aço; 5. Metais não ferrosos e outras metalurgias; 6. Papel e celulose; 7. Química; 8. Alimentos e Bebidas; 9. Têxtil e Vestuário; 10. Outras Indústrias; 11. Margens e Serviços. Já o Resto do Mundo (RM) foi desagregada para os 5 principais parceiros econômicos do Brasil: EUA, China, Argentina, Alemanha e Japão, mais os “demais países” contidos em RM (ver Quadro 1).

⁵Os países, oriundos da região RM, são tratados neste modelo como setores que transacionam entre si e com os demais setores de MG e RB.

Considerando o sistema de fluxos do Quadro 1 e utilizando notação matricial, tem-se:

$$\begin{bmatrix} Z^{MG \times MG} & Z^{MG \times RB} & Z^{MG \times RM} \\ Z^{RB \times MG} & Z^{RB \times RB} & Z^{RB \times RM} \\ Z^{RM \times MG} & Z^{RM \times RB} & Z^{RM \times RM} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y^{MG} \\ Y^{RB} \\ Y^{RM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{MG} \\ X^{RB} \\ X^{RM} \end{bmatrix} \quad (1)$$

onde: Z uma matriz que representa as relações inter-setoriais; Y e X são vetores cujos elementos são, respectivamente, as demandas finais e a produção total de MG, RB e RM.

O sistema (1) pode ser também expresso através da matriz de coeficientes técnicos:

$$A = Z(\hat{X})^{-1} \quad (2)$$

Sendo: $\hat{X} = \text{diag}(X)$. Logo, cada elemento de A é definido como:

$$a_{ij} = z_{ij}/x_j \quad (3)$$

Assim é possível perceber, que a matriz de coeficientes técnicos representa a relação fixa entre a produção de cada setor em relação aos seus insumos.⁶ Em outras palavras, cada coeficiente representa a quantidade de insumos do setor i que é necessária para a produção de uma unidade monetária de produto do setor j .

Os elementos da matriz A são denominados coeficientes de requisito direto e fornecem informações sobre os efeitos imediatos de uma variação da demanda final. Eles podem ser divididos em coeficientes intra-regionais ($a_{ij}^{MG \times MG}$, $a_{ij}^{RB \times RB}$ e $a_{ij}^{RM \times RM}$) e inter-regionais ($a_{ij}^{MG \times RB}$, $a_{ij}^{MG \times RM}$, $a_{ij}^{RB \times MG}$, $a_{ij}^{RB \times RM}$, $a_{ij}^{RM \times MG}$ e $a_{ij}^{RM \times RB}$), permitindo que a matriz A seja particionada em sub-matrizes:

$$A = \begin{bmatrix} A^{MG \times MG} & A^{MG \times RB} & A^{MG \times RM} \\ A^{RB \times MG} & A^{RB \times RB} & A^{RB \times RM} \\ A^{RM \times MG} & A^{RM \times RB} & A^{RM \times RM} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Em que: $A^{MG \times MG}$, $A^{RB \times RB}$ e $A^{RM \times RM}$ representam as matrizes de coeficientes de insumo intra-regionais enquanto as demais representam as matrizes de coeficientes de comércio inter-regionais. O sistema (1) ainda pode ser reescrito da seguinte forma:

$$AX + Y = X \quad (5)$$

Após algumas manipulações algébricas, obtém-se:

$$X = BY \quad (6)$$

Em que: $B = (I - A)^{-1}$ corresponde à matriz inversa de Leontief e, assim como a matriz A (Eq. 4), pode ser subdividida em submatrizes intra e inter-regionais.⁷

⁶A hipótese de retornos constantes de escala, impossibilitando economias de escala, é uma limitação do modelo de insumo-produto.

⁷Isto ficará claro no sistema de equações (7).



3.1. Multiplicadores de produção⁸

A representação matemática deste multiplicador, na estrutura de inter-regional de insumo produto, para MG, RB e RM, pode ser apresentada como se segue:

$$\begin{aligned}
 m_j^{MG} &= \sum_i B_{ij}^{MG \times MG} + \sum_i B_{ij}^{MG \times RB} + \sum_i B_{ij}^{MG \times RM} \\
 m_j^{RB} &= \sum_i B_{ij}^{RB \times MG} + \sum_i B_{ij}^{RB \times RB} + \sum_i B_{ij}^{RB \times RM} \\
 m_j^{RM} &= \sum_i B_{ij}^{RM \times MG} + \sum_i B_{ij}^{RM \times RB} + \sum_i B_{ij}^{RM \times RM}
 \end{aligned} \tag{7}$$

onde: m é o multiplicador de produção para o setor j ; $B = (I - A)^{-1}$ representa a Inversa de Leontief; MG, RB e RM são as regiões da matriz; Portanto, considerando a região de MG, o $\sum_i B_{ij}^{MG \times MG}$ seria o somatório, das linhas da coluna j , que compreendem os elementos intra-regionais da inversa de Leontief. E, o $\sum_i B_{ij}^{MG \times RB} + \sum_i B_{ij}^{MG \times RM}$ é o somatório dos elementos inter-regionais de B . Assim, o somatório das linhas da coluna j (elementos intra e inter-regionais) resulta no multiplicador de produção do setor j em MG, m_j^{MG} .⁹

3.2. Índices de ligação¹⁰

Para o cálculo dos índices de ligação para frente (*forward linkage effects*) e para trás (*backward linkage effects*), propostos por Rasmussen (1956) e Hirschman (1958), deve-se considerar que B é a inversa de Leontief. Assim, tem-se que: b_{ij} é o elemento típico da matriz inversa de Leontief; $b_{.j}$ representa a soma das linhas de B na coluna j ; $b_{i.}$ a soma das colunas de B na linha i ; $b_{..}$ é a soma total da matriz B ; B^* o valor médio de todos os elementos de B , ou seja, $B^* = b_{..}/n^2$. Logo, os índices de ligação para frente e para trás são respectivamente:

$$U_i = (b_{i.}/n)/B^* \quad \text{Índice de ligação para frente} \tag{8}$$

$$U_j = (b_{.j}/n)/B^* \quad \text{Índice de ligação para trás} \tag{9}$$

onde: n é o número total de setores, $b_{i.}/n$ é o valor médio dos elementos na linha i e $b_{.j}/n$ é o valor médio dos elementos na coluna j .¹¹

⁸Um multiplicador de produção para o setor j é definido como o valor total de produção de todos os setores da economia que é necessário para satisfazer uma variação exógena de uma unidade monetária na demanda final do setor j em determinada região (Miller e Blair, 2009). O multiplicador de produção setorial é definido como sendo a soma de cada coluna da matriz inversa de Leontief. O resultado do multiplicador pode ser interpretado como a variação direta e indireta da produção total da economia.

⁹Como o multiplicador total pode ser subdividido em efeitos intra e inter regionais, é possível obter o efeito transbordamento, que mensura (em termos absolutos ou percentuais) como o aumento da produção setorial em dada região afeta a produção dos setores de outra região.

¹⁰Segundo Hirschman (1958), o crescimento seria desigual entre os setores e quando um deles obtém avanço, os demais buscam alcançá-lo. Este processo, em que um desequilíbrio gerado em um setor, desencadeia alterações nos demais é que geraria crescimento. Para o autor, alguns setores da economia têm a capacidade de induzir novos investimentos, devido à sua forte ligação com os demais setores da economia. Estas ligações, ou *linkages*, podem gerar efeitos para frente ou para trás. De acordo com Toyoshima e Ferreira (2002), investimentos realizados sobre um setor que apresenta elevados *linkages* para frente, geram efeitos positivos sobre os demais setores compradores. Portanto, trata-se de um setor muito demandado na economia. Já no caso dos que apresentam *linkages* para trás, os efeitos positivos se dariam sobre os vendedores. Logo, trata-se de um setor com alto poder de demanda sobre os demais.

¹¹Hirschman (1958) afirma que, os setores que apresentam elevado grau de encadeamento junto à cadeia produtiva, propagando assim, efeitos para frente e para trás acima da média, são considerados setores-chave para o crescimento. Portanto, se $U_j > 1$, então, uma mudança unitária na demanda final do setor j cria um aumento acima da média na economia, ou seja, o setor j gera uma resposta dos outros setores acima da média. E, quando $U_i > 1$, então, uma mudança unitária na demanda final de todos os setores cria um aumento acima da média no setor i . Logo, o setor i tem uma dependência acima da média da produção dos outros setores. Uma vez que U_j e $U_i > 1$ têm-se a caracterização de um *setor-chave*.

3.3. Campo de influência¹²

O procedimento para o cálculo do campo de influência usa a matriz de coeficientes técnicos de produção, $A = \{a_{ij}\}$, e uma matriz de variações incrementais, dada por $E = \{e_{ij}\}$.¹³ A partir disso, calcula-se a matriz inversa de Leontief de duas formas: a) $B = [I - A]^{-1} = \{b_{ij}\}$, modo tradicional, sem incrementos; b) $B(E) = [I - (A + E)]^{-1} = \{b_{ij}(E)\}$, assumindo-se incrementos nos coeficientes técnicos a_{ij} .

Note que $B(E)$ significa que B é função de E . De acordo com Sonis e Hewings (1989, 1995), caso a variação seja pequena e só ocorra num único coeficiente técnico, por exemplo, em $a_{ij} = a_{i_1, j_1}$, então:

$$\varepsilon_{ij} = \begin{cases} \varepsilon, & \text{para } i = i_1, j = j_1 \\ 0, & \text{para } i \neq i_1, j \neq j_1 \end{cases} \quad (10)$$

onde $\varepsilon > 0$. Observe neste caso que a matriz E só possui um elemento não nulo, igual à variação ε , e os demais todos nulos. Logo, o campo de influência produzido por essa variação particular pode ser aproximado pela expressão:

$$F(\varepsilon_{ij}) = \frac{B(e_{ij}) - B}{\varepsilon_{ij}} = \{f_{kl}(e_{ij})\} \quad (11)$$

em que $F(e_{ij})$ é a matriz $n \times n$ do campo de influência do coeficiente técnico a_{ij} . Este procedimento é repetido para todos os coeficientes de A , isto é calculam-se matrizes F para cada coeficiente técnico de A assumindo-se variações isoladas incidindo sobre cada um. Para determinar quais coeficientes técnicos possuem o maior campo de influência, calcula-se, para cada matriz $F(e_{ij})$, o seguinte indicador:

$$S_{ij} = \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n [f_{kl}(e_{ij})]^2 \quad (12)$$

Em suma, cada coeficiente técnico a_{ij} da matriz A possuirá um valor associado S_{ij} calculado pelo procedimento acima. Os coeficientes técnicos que possuírem os maiores S_{ij} serão aqueles com os maiores campos de influência dentro da economia como um todo.

4. CONSTRUÇÃO DA MATRIZ, FONTE E NATUREZA DOS DADOS

Conforme mencionado, este artigo utilizou uma matriz inter-regional, com fechamento para as exportações, contendo os fluxos comerciais entre os setores de Minas Gerais (MG) e do Restante do Brasil (RB). O setor externo, denominado RM, foi desagregado para os 5 principais parceiros comerciais do Brasil mais o somatório dos “demais países” (ver Quadro 1). Para chegar a esta matriz foram necessários alguns passos que serão descritos nesta seção.

4.1. Obtenção da Matriz Inter-Regional MG×RB

A elaboração da matriz do Quadro 1, inicia-se com a utilização da matriz inter-regional, elaborada por Souza (2008), contendo as relações comerciais¹⁴ entre 13 setores de Minas Gerais (MG) com outros 13

¹²O desenvolvimento do conceito de campo de influência se beneficiou das ideias de Sherman e Morrison (1949, 1950), Evans (1954), Park (1974), Simonovits (1975), e Bullard e Sebald (1988), sendo que uma descrição mais detalhada pode ser encontrada em Sonis e Hewings (1989, 1995). Apesar de os índices de ligação de Rasmussen-Hirschman avaliarem a importância dos setores no sistema como um todo, eles não possibilitam a visualização das ligações setoriais mais importantes dentro da economia. Visando superar esse problema e de modo a verificar como se distribui a influência de cada setor sobre os demais, utiliza-se o enfoque do campo de influência desenvolvido por Sonis e Hewings (1989, 1995). Desse modo, este método proporciona uma análise complementar ao proposto por Rasmussen-Hirschman. De modo que, ambos auxiliam na determinação de “gargalos” que, se desconsiderados, poderiam limitar o crescimento econômico.

¹³Observe que E tem as mesmas dimensões ($n \times n$) da matriz A .

¹⁴Em valores monetários correntes.



no Restante do Brasil (RB),¹⁵ para o ano de 2003. Como não existem matrizes inter-regionais oficiais para o ano citado, o autor utilizou um método de atualização de matrizes, conhecido como RAS (Miller e Blair, 2009).¹⁶ Para tanto, Souza (2008) faz uso da matriz de insumo-produto inter-regional (MG×RB), referente ao ano de 1996 (BDMG - Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais e FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, 2002), como matriz base. Além disso, foram utilizados dados do Sistema de Contas Nacionais e regionais disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – SCN/IBGE (2017) e as matrizes de insumo-produto, estimadas para o Brasil, por Guilhoto e Sesso Filho (2005), referentes aos anos de 1997 a 2002.¹⁷

4.2. Compatibilização da Matriz Inter-Regional com o Sistema de Contas Nacionais

Como era preciso incluir os fluxos comerciais dos 5 parceiros econômicos mais o somatório dos “demais países” na matriz inter-regional de Souza (2008) tornou-se imprescindível que os valores da matriz deste autor estivessem de acordo com àqueles apresentados pelo SCN/IBGE (2017).¹⁸ Logo, utilizou-se as relações estabelecidas na matriz de Souza (2008) para ponderar os dados SCN/IBGE (2017). Isto ocorreu da seguinte forma:

$$\left(\frac{CI_{ij}}{\sum_{ij}^{MG \times MG} CI + \sum_{ij}^{MG \times RB} CI + \sum_{ij}^{RB \times MG} CI + \sum_{ij}^{RB \times RB} CI} \right) * (\text{R}\$1.520.059) = CI_{ij}^* \quad (13)$$

$$\left(\frac{EXP_{i,j=1}}{\sum_{i,j=1}^{MG} EXP + \sum_{i,j=1}^{RB} EXP} \right) * (\text{R}\$254.770) = EXP_{i,j=1}^* \quad (14)$$

$$\left(\frac{(C + I + G)_{i,j=1}}{\sum_{i,j=1}^{MG} (C + I + G) + \sum_{i,j=1}^{RB} (C + I + G)} \right) * (\text{R}\$1.650.450) = (C + I + G)_{i,j=1}^* \quad (15)$$

onde, no caso da Equação (13), CI_{ij} , representa um elemento típico qualquer da matriz de Consumo Intermediário (CI) e $\sum_{ij}^{MG \times MG} CI + \sum_{ij}^{MG \times RB} CI + \sum_{ij}^{RB \times MG} CI + \sum_{ij}^{RB \times RB} CI$, é o somatório total do Consumo Intermediário (CI) brasileiro (incluindo as regiões de MG e RB), ambos oriundos da matriz original de Souza (2008). O valor de R\$1.520.059 é Consumo Intermediário brasileiro, expresso em valores correntes de 2003, segundo os dados do SCN/IBGE (2017). Logo, CI_{ij}^* é o novo consumo intermediário, para a célula ij considerada, avaliado em milhões de Reais correntes. O mesmo foi

¹⁵São eles: 1. Agropecuária; 2. Extrativa Mineral; 3. Minerais não metálicos; 4. Ferro e Aço; 5. Metais não ferrosos e outras metalurgias; 6. Papel e celulose; 7. Química; 8. Alimentos e Bebidas; 9. Têxtil e Vestuário; 10. Outras Indústrias; 11. Comércio e Serviços; 12. Transporte; 13. Serviços Públicos.

¹⁶Outros autores que utilizaram este método foram: Haddad e Domingues (2003), Porsse et al. (2003) e o próprio Souza (2008) que disponibilizou as matrizes para a elaboração deste trabalho.

¹⁷O modo como Souza (2008) agregou os 42 setores da matriz de Guilhoto e Sesso Filho (2005) nos 13 setores que utilizou em seu trabalho está descrita na Tabela A-1 no Apêndice.

¹⁸A necessidade de que os dados estejam de acordo com o SCN/IBGE (2017) ficará clara no decorrer da seção 4.

realizado com o vetor de exportações (EXP_{ij}), Equação (14), e o vetor oriundo da soma dos vetores de Consumo, Investimento e Gastos do governo $[(C + I + G)_{ij}]$, Equação (15).¹⁹

4.3. Desagregação dos vetores de Exportação e Importação

A desagregação do vetor de Exportação para os 5 principais parceiros econômicos do Brasil (EUA, China, Argentina, Alemanha e Japão) mais os “demais países” irá compor os fluxos $Z_{ij}^{MG \times RM}$ e $Z_{ij}^{RB \times RM}$, dispostos no Quadro 1. Enquanto isso, a abertura do vetor de importações fornecerá os fluxos $Z_{ij}^{RM \times MG}$ e $Z_{ij}^{RM \times RB}$. Os valores das exportações e importações desagregados foram obtidos junto ao Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet, denominado ALICE-Web, da Secretaria de Comércio Exterior, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (ALICEweb, 2017).²⁰

Infelizmente, o ALICEweb (2017) possibilita trabalhar apenas com o fluxo de bens. Logo, com base nas matrizes nacionais de insumo-produto disponibilizadas pelo IBGE (2017), verificou-se que os setores de Comércio e Serviços, Transporte e Serviços Públicos²¹ transacionavam apenas serviços no mercado internacional, enquanto os demais setores comercializavam bens. Assim, foi possível subdividir os vetores de exportação e importação (em fluxos de bens e fluxos de serviços) e endogeneizar apenas as exportações e importações de bens (fluxos Z_{ij}) apresentados no Quadro 1. No caso das exportações de serviços, estas foram somadas ao vetor de demanda final (DF) em sua respectiva região (MG ou RB).

Com relação aos vetores de exportações e importações de bens, a desagregação ocorreu da seguinte forma:

Exportações de Bens,

$$\left(\frac{EXP_{Bens_{i,j}}^{MG}}{\sum_{ij}^{MG} EXP_{Bens} + \sum_{ij}^{RB} EXP_{Bens}} \right) * (R\$223.767) = EXP_{Bens_{i,j}}^{MG*} \quad (16)$$

$$\left(\frac{EXP_{Bens_{i,j}}^{RB}}{\sum_{ij}^{MG} EXP_{Bens} + \sum_{ij}^{RB} EXP_{Bens}} \right) * (R\$223.767) = EXP_{Bens_{i,j}}^{RB*} \quad (17)$$

¹⁹Vale destacar que o somatório das exportações (EXP) com o Consumo, Investimento e Gastos do Governo (C+I+G) resulta na Demanda Final (DF) da economia. Além disso, a Demanda Total (DT) é o somatório da DF com o Consumo Intermediário (CI). Logo, tem-se que, considerando os valores totais para a economia brasileira (MG+RB), em 2003: DF = R\$254.770 + R\$1.650.450 = R\$1.905.220 e DT = R\$1.520.059 + R\$1.905.220 = R\$3.425.279. Tanto DF quanto DT são exatamente iguais aos apresentados no SCN/IBGE (2017).

²⁰No ALICEweb (2017) é possível obter dados de comércio exterior (exportações e importações) expressos em dólares correntes dos EUA, na condição de venda *Free on Board* (FOB). Além disso, estes dados podem ser desagregados por tipo de produto, com até 8 dígitos, de acordo com o Sistema Harmonizado da nomenclatura comum do MERCOSUL (NCM). A agregação dos setores da Matriz Inter-Regional de Souza (2008) com a classificação da NCM pode ser verificada na Tabela A-2, no Apêndice.

²¹Estes 3 setores, oriundos da desagregação proposta por Souza (2008) foram agregados neste artigo e compuseram o setor de Margens e Serviços.



Importações de Bens,

$$\left(\frac{IMP_{Bens_{i,j}}^{MG}}{\sum_{ij}^{MG} IMP_{Bens} + \sum_{ij}^{RB} IMP_{Bens}} \right) * (R\$159.608) = IMP_{Bens_{i,j}}^{MG*} \quad (18)$$

$$\left(\frac{IMP_{Bens_{i,j}}^{RB}}{\sum_{ij}^{MG} IMP_{Bens} + \sum_{ij}^{RB} IMP_{Bens}} \right) * (R\$159.608) = IMP_{Bens_{i,j}}^{RB*} \quad (19)$$

onde: $EXP_{Bens_{i,j}}^{MG}$ representa as exportações do bem i oriundas de Minas Gerais com destino ao país j . Enquanto isto, $\sum_{ij}^{MG} EXP_{Bens} + \sum_{ij}^{RB} EXP_{Bens}$ é o total de bens exportados pelo Brasil (MG + RB). Embora estas exportações tenham sido obtidas no ALICEweb (2017) e estejam avaliadas em Dólares (US\$) correntes, *Free on Board* (FOB), a matriz final, utilizada neste artigo e descrita no Quadro 1, continua sendo avaliada em milhões de Reais correntes. O fato é que os dados do ALICEweb (2017) foram apenas utilizados para ponderar a desagregação do vetor de exportações de bens que, no caso do Brasil soma R\$223.767 milhões.²² Assim, a Equação (16) consegue desagregar o vetor de exportações de bens para a região de MG, para qualquer produto i exportado para o país j , $EXP_{Bens_{i,j}}^{MG*}$. O mesmo processo foi realizado para a região do RB (Equação (17)). As equações (18) e (19), para o caso das importações de bens, podem ser analisadas analogamente.

4.4. Fechamento da Matriz Inter-Regional (MG×RB)

Esta seção explica como foi efetuado o fechamento do modelo para as exportações, fato que deu origem à região denominada Resto do Mundo (RM). Em outras palavras, esta seção apresenta a origem dos valores usados no quadrante $Z_{ij}^{RM \times RM}$ e nos vetores Y_i^{RM} e Z_i^{RM} , apresentados no Quadro 1. Cabe lembrar que o RM é subdividido em 5 países (EUA, China, Argentina, Alemanha e Japão) mais os demais países (DP). Verificou-se que diversas variáveis, necessárias para compor os fluxos destes países estavam expressas em percentual do Produto Interno Bruto dos mesmos (PIB). Portanto, o primeiro passo foi compatibilizar o PIB destes países mais o grupo DP com o do Brasil. Segundo os dados do Fundo Monetário Internacional – *International Monetary Fund* – IMF (2017), o PIB corrente de Brasil, EUA, China, Argentina, Alemanha, Japão e Mundo, avaliado em termos de paridade de poder de compra, para o ano de 2003, era (Tab. 1):

Com o PIB dos países avaliados em milhões de R\$ correntes foi possível, utilizando a base de dados do Banco Mundial – World Databank (2017), obter e compatibilizar o Consumo (C), Investimento (I), Gastos do governo (G) e exportações (EXP) destes países com a Matriz Inter-Regional (MG×RB) (Tab. 2). Um ponto interessante, sobre os dados do World Databank (2017) pode ser observado quando se compara o resultado de (C+I+G) e EXP obtidos na Tabela 2, para o caso brasileiro, com os valores obtidos na matriz inter-regional, oriundos do SCN/IBGE (2017). Os valores são exatamente iguais. Isto reforça a hipótese de que o modelo está sendo elaborado com base em dados confiáveis.

Com a compatibilização de C+I+G e EXP, seria possível pensar que vetor de demanda final (DF) referente ao Resto do Mundo, Y_i^{RM} (Quadro 1) estaria finalizado. No entanto, assim como foi realizado

²²Note que este valor é o mesmo apresentado pelo SCN/IBGE (2017) para as exportações de bens do Brasil no ano de 2003. O mesmo ocorre com o valor de R\$159.608 milhões no caso da importação de bens.

Tabela 1: Compatibilização do PIB dos países do Resto do Mundo com o brasileiro – Ano de Referência: 2003.

Países	PIB (PPC) US\$ Milhões	Participação no PIB Mundial (%)	Compatibilização com o PIB do Brasil	PIB em milhões de R\$ (valor corrente)
Alemanha	2.304.033	4,71	1,67	2.842.726
Argentina	333.123	0,68	0,24	411.009
Brasil	1.377.810	2,82	1,00	1.699.948
China	4.157.822	8,51	3,02	5.129.939
Japão	3.535.115	7,23	2,57	4.361.640
EUA	11.142.225	22,80	8,09	13.747.326
Demais Países*	26.025.752	53,25	18,88	32.110.686
Mundo	48.875.880	100	35,47	60.303.274

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do IMF (2017).

Nota: *No caso dos Demais Países, os valores foram obtidos através da diferença entre: Mundo menos o somatório de Alemanha, Argentina, Brasil, China, Japão e EUA.

Tabela 2: Compatibilização do Consumo, Investimento e Gastos do Resto do Mundo com o Brasileiro – Ano de Referência: 2003.

Países	(% do PIB)					Milhões de R\$ (valor corrente)	
	C	G	I	(C+I+G)	EXP	(C+I+G)	EXP
Alemanha	58,88	19,35	17,85	96,08	35,72	2.731.334	1.015.412
Argentina	62,65	11,44	15,14	89,23	24,97	366.745	102.634
Brasil*	61,93	19,39	15,77	97,09	14,99	1.650.450	254.770
China	41,85	14,75	41,20	97,80	29,56	5.017.149	1.516.209
Japão	57,63	18,31	22,40	98,34	11,87	4.289.446	517.847
EUA	70,38	15,82	18,35	104,55	9,39	14.372.255	1.290.520
Demais Países**	–	–	–	–	–	31.801.907	9.915.720
Mundo	61,77	17,36	20,74	99,88	24,23	60.229.286	14.613.112

Fonte: Elaboração própria com base nos dados World Databank (2017).

Nota: *Embora o Brasil não faça parte do RM, ele é necessário ao cálculo dos valores dos “Demais Países”. **Os valores dos Demais Países foram obtidos da diferença entre o “Mundo” menos o somatório de Alemanha, Argentina, Brasil, China, Japão e EUA.

para o caso de MG e RB, é preciso subdividir o vetor de exportações em exportações de bens e serviços. Assim como no caso brasileiro (MG + RB), as exportações de bens destes países irão ajudar a compor o quadrante $Z_{ij}^{RM \times RM}$, enquanto as exportações de serviços serão adicionadas à demanda final, Y_i^{RM} . A desagregação das exportações do Resto do Mundo, em bens e serviços, foi obtida junto ao *International Trade Centre* – ITC (2017) e pode ser visualizada na Tabela 3.



Tabela 3: Desagregação das Exportações do Resto do Mundo (RM) em Exportações de Bens e Serviços – Ano de Referência: 2003.

Países	(% das Exportações Totais)		Exportações em Milhões de R\$ (valor corrente)		
	Bens	Serviços	Bens	Serviços	Total
Alemanha	85,84	14,16	871.669	143.743	1.015.412
Argentina	86,93	13,07	89.223	13.411	102.634
Brasil*	87,83	12,17	223.767	31.003	254.770
China	90,36	9,64	1.370.099	146.111	1.516.209
Japão	85,89	14,11	444.756	73.091	517.847
EUA	71,27	28,73	919.807	370.714	1.290.520
Demais Países**	78,09	21,91	7.743.127	2.172.592	9.915.720
Mundo	79,81	20,19	11.662.449	2.950.664	14.613.112

Fonte: Elaborado com base nos dados do *International Trade Centre* – ITC (2017).

Notas: *As exportações brasileiras foram desagregadas com base no SCN/IBGE (2017). **Os valores dos Demais Países foram obtidos da diferença entre o “Mundo” menos o somatório de Alemanha, Argentina, Brasil, China, Japão e EUA.

Além da possibilidade de subdividir as exportações em bens e serviços, o ITC (2017) também permite que se visualize o fluxo exportado entre os países.²³ Sendo assim, é possível desagregar o vetor de exportações de bens em uma matriz de fluxos com as transações entre os 5 países mais os “Demais Países” que compõem a região RM, $Z_{ij}^{RM \times RM}$, (Quadro 1). Os coeficientes usados para compor a matriz $Z_{ij}^{RM \times RM}$ são apresentados na Tabela 4.

Utilizando a Tabela 4 foi possível obter os fluxos de bens, avaliados em milhões de R\$, para cada país do Resto do Mundo. No entanto, note que estes fluxos, $Z_{ij}^{RM \times RM}$, quando $i = j$, é zero para Alemanha, Argentina, Brasil, China, Japão e EUA. Isto ocorre porque um país não pode exportar para si mesmo. Já no caso dos “Demais Países”, esta verdade não se aplica. O fato é que o grupo dos “Demais Países” é composto por todos os países do mundo, com exceção dos supracitados. Sendo assim, aproximadamente 64,38% das exportações deste grupo são realizadas entre países que pertencem a este agregado.

4.5. Incorporação dos fluxos $Z_{ij}^{RM \times RM}$, para o caso em que $i = j$

Foi possível perceber, através da Tabela 4, que os elementos $Z_{ij}^{RM \times RM}$, para o caso em que $i = j$, foram iguais a zero nos 5 principais parceiros econômicos do Brasil. No entanto, isto não significa que há inexistência de fluxos comerciais internos nestes países. Até mesmo o grupo dos Demais Países está incompleto neste sentido. Até então, foram obtidos apenas os fluxos entre países (quando $i \neq j$). A partir de agora tentar-se-á obter os fluxos internos de cada país. Como o consumo (C), investimento (I), gastos do governo (G) e exportações (EXP) já foram contabilizados (Tab. 2), o consumo interno restante de cada país do RM precisa ser o Consumo Intermediário (CI) destes países. Na posse do CI, é possível calcular a Demanda Total (X_i^{RM}) de cada País i do RM utilizando a seguinte fórmula:

$$X_i^{RM} = Y_i^{RM} + \left(\sum_j Z_{ij}^{RM \times MG} + \sum_j Z_{ij}^{RM \times RB} + \sum_j Z_{ij}^{RM \times RM} \right) \quad (20)$$

²³Note que, para compor os fluxos $Z_{ij}^{RM \times RM}$ (Quadro 1), o mesmo poderia ter sido feito pela ótica das importações. Dado que o montante exportado pelo país X com destino ao país Y deve ser igual ao montante importado por Y oriundo de X .

Tabela 4: Construção da Matriz de fluxos para os países do Resto do Mundo, $Z_{ij}^{RM \times RM}$ – Ano de Referência: 2003.

Países	Destino das Exportações de Bens (valores percentuais)							Total
	Alemanha	Argentina	Brasil*	China	Japão	EUA	Demais Países	
Alemanha	0,00	0,10	1,59	2,75	1,79	9,31	84,45	100
Argentina	2,41	0,00	17,30	8,28	1,15	10,47	60,40	100
Brasil	4,29	6,24	0,00	6,19	3,16	22,85	57,26	100
China	3,98	0,10	0,52	0,00	13,56	21,14	60,71	100
Japão	3,48	0,06	1,87	12,16	0,00	24,90	57,53	100
EUA	3,99	0,34	3,44	3,93	7,19	0,00	81,12	100
Demais Países**	13,56	0,35	1,08	7,09	5,96	7,59	64,38	100
Mundo	10,02	0,40	1,37	5,87	6,32	9,69	66,34	100

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *International Trade Centre* – ITC (2017).

Notas: *As exportações que tiveram como destino o Brasil (vetor coluna), não fazem parte da região RM. No entanto, precisaram ser subtraídas das exportações totais de cada país do RM para que se obtenha o valor para os Demais Países. **No caso dos Demais Países (vetor linha), os valores foram obtidos através da diferença entre: Mundo menos o somatório de Alemanha, Argentina, Brasil, China, Japão e EUA.

onde: X_i^{RM} e Y_i^{RM} representam a Demanda Total e a Demanda Final do país i , localizado no RM, respectivamente. No caso deste artigo, Y_i^{RM} pode ser subdividida em: Consumo (C), Investimento (I), Gastos do Governo (G) e exportações de serviços (*EXPServ*). Além disso, $\sum_j Z_{ij}^{RM \times MG}$ e $\sum_j Z_{ij}^{RM \times RB}$ representam o somatório das vendas do país i , localizado em RM que tem como destino os setores da região de MG e RB, respectivamente. Estes dois somatórios também podem ser entendidos como as exportações de bens do país i para o Brasil (MG + RB). Por fim, $\sum_j Z_{ij}^{RM \times RM}$ é o somatório das vendas do país i , localizado na região RM que tem como destino os j países desta mesma região.

Na Tabela 4 já foram obtidos os valores de $Z_{ij}^{RM \times RM}$, para $i \neq j$. O somatório destes elementos, considerando os casos onde $i \neq j$, corresponde ao total de bens exportados pelo país i , excluindo o Brasil. Logo, os únicos elementos necessários para que se obtenha a demanda total, dos i países da região RM, X_i^{RM} , são os fluxos internos de cada um destes países, que não tem como destino a demanda final, ou seja, o Consumo Intermediário.

Para permanecer com os valores expressos em milhões de R\$, utilizou-se o valor do Consumo Intermediário (CI) de cada país dividido pelo seu respectivo PIB expresso em valores correntes da moeda do país em questão e, feito isto, multiplicou-se este coeficiente pelo PIB deste país disponível na Tabela 1 (avaliado em milhões de R\$). O consumo intermediário e o PIB de Japão, EUA e Alemanha, para o ano de 2003, estão disponíveis na base de dados da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico – *The Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD.STATS, 2017). No caso de China e Argentina, esses valores foram obtidos diretamente de suas respectivas matrizes de Insumo-Produto (MIP) nacionais. Para a China, foi preciso acessar os dados do Anuário Estatístico Chinês, referente ao ano de 2003, disponibilizado pela Agência Nacional de Estatísticas da China – *National Bureau of Statistics of China* (NBSC, 2017).²⁴ Os dados da Argentina foram obtidos no Instituto Nacional de Estatísticas e Censos da Argentina – *Instituto Nacional de Estadística y Censos* (INDEC, 2017). Neste caso, a MIP argentina mais próxima a 2003 referia-se ao ano de 1997. Embora os dados para a Argentina

²⁴O anuário de 2003 tem como base o ano de 2002. Embora desejável, não foi possível acessar nenhum anuário mais recente.



não sejam de 2003, nada indica que a relação CI/PIB se altere de modo significativo no curto prazo, visto que se trata de um coeficiente que reflete a estrutura produtiva deste país.

Para finalizar a matriz, era necessário obter a relação CI/PIB para o grupo dos Demais Países. Como não era possível obter o valor do Consumo Intermediário (CI) para todos os países do mundo, foram utilizados os dados de 26 países para compor o grupo dos Demais Países na região de RM.²⁵ Cabe ressaltar que a relação CI/PIB, obtida pela média destes 26 países, será multiplicada pelo PIB do grupo dos Demais Países, apresentado na Tabela 1. Formalmente, a relação CI/PIB deste grupo foi calculada da seguinte forma:

$$(CI/PIB)^{DP} = \left(\sum_{p=1}^{26} CI_i \right) / \left(\sum_{p=1}^{26} PIB_i \right) \quad (21)$$

onde: CI é o consumo intermediário; PIB é o Produto Interno Bruto; DP representa o grupo dos Demais Países. Logo, $(\sum_{p=1}^{26} CI_i)$ é o somatório do consumo intermediário dos 26 países selecionados. Analogamente para o PIB.

Na Tabela 5 são apresentados os valores obtidos para o Consumo Intermediário (CI) dos países pertencentes ao grupo do Resto do Mundo mais o Brasil. Com estes valores é possível completar os elementos da sub-matriz $Z_{ij}^{RM \times RM}$ e, assim, calcular a demanda total de cada país de RM. Para tanto, basta utilizar a Equação (20).²⁶ Desta forma, a matriz proposta no Quadro 1 está completa e seus principais resultados serão apresentados na seção seguinte.

Tabela 5: Obtenção do Consumo Intermediário (CI) para os países da região RM (fluxos $Z_{ij}^{RM \times RM}$, para o caso em que $i = j$) – Valores expressos para o ano de 2003.

	Fonte dos Dados	Ano de Referência	(CI/PIB)	CI Milhões de R\$ (valor corrente)
Alemanha	OECD.stat (2017)	2003	0,89	2.520.939
Argentina	INDEC (2017)	1997	0,69	283.549
Brasil	SCN/IBGE (2017)	2003	0,89	1.520.059
China	NBSC (2017)	2002	1,85	9.486.094
Japão	OECD.stat (2017)	2003	0,84	3.676.481
EUA	OECD.stat (2017)	2003	0,78	10.773.055
Demais Países	OECD.stat (2017) e SCN/IBGE (2017)	2003	1,23	39.335.993

Fonte: Elaboração própria do autor.

5. RESULTADOS

Analisando os multiplicadores de produção, para o caso de Minas Gerais (MG), percebe-se que o setor Extrativo Mineral apresenta o maior coeficiente multiplicador da região (2,57). Isto significa que a cada 1,00 R\$ investido neste setor, localizado em MG, haverá um acréscimo de 1,57 R\$ na produção total (que

²⁵São eles: 1. Áustria, 2. Bélgica, 3. República Checa, 3. Dinamarca, 5. Estônia, 6. Finlândia, 7. França, 8. Hungria, 9. Irlanda, 10. Israel, 11. Itália, 12. Coreia do Sul, 13. Luxemburgo, 14. México, 15. Holanda, 16. Noruega, 17. Polônia, 18. Portugal, 19. República Eslovaca, 20. Eslovênia, 21. Espanha, 22. Suécia, 23. Suíça, 24. Reino Unido, 25. Rússia e 26. África do Sul.

²⁶Note que o valor obtido na Tabela 5 para o grupo dos Demais Países deve ser somado ao total de exportações de bens que este grupo realiza dentro do próprio grupo (ver Tab. 4), de modo a completar o fluxo $Z_{ij}^{RM \times RM}$, quando $i = j =$ Demais Países. Ou seja, R\$39.335.993 milhões + (0,6438* R\$7.743.127 milhões).

poderá permanecer em MG ou transbordar para o RB e RM). No entanto, esta não seria a melhor opção caso o objetivo fosse impulsionar o crescimento da região de MG. Neste caso, deve-se observar aquele que apresenta o maior coeficiente intra-regional. Como o setor de Alimentos e Bebidas apresentou o maior valor neste quesito, 1,64, parece ser a escolha ótima para impulsionar o crescimento da região. Este resultado indica que além do 1,00 R\$ investido neste setor, localizado em MG, haverá um aumento de 0,64 R\$ na produção dos setores de MG (incluindo o próprio setor da região). Além disso, o setor de Alimentos e Bebidas também parece ser uma boa opção caso se queira manter os investimentos em território nacional (Brasil). O somatório do efeito intra-regional (1,64), mais o efeito inter-regional que tem como destino os setores do restante do Brasil (RB), (0,59), é o maior dentre os setores de MG. Portanto, o setor Extrativo Mineral, apesar de apresentar o maior multiplicador total da região, não seria a melhor opção para impulsionar os setores de MG ou RB. O fato é que o coeficiente inter-regional deste setor, que tem como destino o resto do Mundo (RM) é, de longe, o maior de MG (0,76).²⁷ Este resultado revela que este setor está muito voltado para o mercado internacional. Basta verificar que, aproximadamente, 29,4% de todo o efeito multiplicador deste setor acaba privilegiando os setores de RM, em detrimento dos nacionais (MG e RB) (Tab. 6).

Ainda sobre a Tabela 6, percebe-se que os multiplicadores de produção dos setores do RB foram, em média, um pouco superiores aos de MG. Isto revela que, de um modo geral, investir-se no RB tende a aumentar mais a produção total que investimentos realizados em MG. No entanto, o setor com o maior multiplicador localizado no RB, Metais não ferrosos e outras metalurgias (2,48), não consegue superar o efeito obtido pela Extrativa Mineral de MG (2,57). Além disso, investimentos realizados nos setores do RB fazem com que, em média 12,3% do efeito multiplicador transbordem para o resto do Mundo (RM). No caso de MG esta taxa é de apenas 9,1%. Mais uma vez, o setor Extrativo Mineral, localizado no RB, foi o que obteve a maior taxa de transbordamento para RM (30,5%).

Cabe ressaltar que o setor de Margens e Comércio apresentou a menor taxa de transbordamento para RM, tanto em MG (2,9%) quanto no RB (4,7%). No entanto, esta não seria uma boa opção para impulsionar a produção nacional, uma vez que o multiplicador total deste setor foi o menor em ambas as regiões (MG e RB). O setor de Alimentos e Bebidas, localizado no RB, parece ser o mais conectado com os demais setores de MG. Dado que apresentou a maior taxa de transbordamento da produção para esta região (2,5%). Contudo, este setor não apresenta um elevado multiplicador total (2,08). Logo, se o objetivo fosse aumentar a produção de MG realizando investimentos no RB, seria mais interessante investir no setor de Ferro e Aço, uma vez que, aproximadamente, 0,06 R\$ migrariam para MG a cada 1,00 R\$ investido neste setor do RB (Tab. 6).²⁸

Com relação ao RM, nota-se que, em média, o multiplicador de produção é um pouco superior ao do RB e MG. Isto se deve ao elevado coeficiente obtido pela China (2,69), Alemanha (2,39) e o grupo dos Demais Países (2,32). Estes resultados indicam que, de um modo geral, investimentos realizados nestas localidades tendem a impulsionar a produção total de modo mais contundente. Como a região do RM exclui apenas o Brasil (MG e RB), é natural que as taxas de transbordamentos para MG e RB sejam baixas. Porém, o caso da Argentina merece ser destacado. É possível verificar uma taxa de transbordamento total (MG + RB) superior a 3,2%. Isto revela que uma parte importante da produção deste país depende dos setores brasileiros. Ainda sobre as taxas de transbordamento, pode-se destacar que a China foi o país que menos gerou tais efeitos para os setores de MG (0,03%), enquanto o Japão obteve o menor coeficiente para os setores do RB (0,14%) (Tab. 6).

Os multiplicadores de produção, apresentados na Tabela 6, são calculados com base nos insumos necessários à produção de um determinado setor. Portanto, cada setor apresenta uma determinada demanda por bens e serviços, oriundos de outros setores, e o crescimento de um setor precisaria ser acompanhado de uma variação semelhante de seus insumos. Esta análise, embora importante, não

²⁷ Trata-se do único setor na região onde a taxa de transbordamento para RM é maior que a taxa para RB.

²⁸ Firme e Perobelli (2012, p.137), analisando dados de 1997 e 2002, já haviam destacado o elevado efeito multiplicador associado ao setor de Ferro e Aço e Metais não ferrosos no Brasil.



Tabela 6: Multiplicadores de Produção Intra e Inter-regionais e Taxa de Transbordamento para os setores de Minas Gerais (MG), Restante do Brasil (RB) e Resto do Mundo (RM).

Setores	Total	Intra	Inter		Transbordamento		
			RB	RM	RB	RM	Total
MG							
Agropecuária	1,880	1,359	0,438	0,084	23,287	4,446	27,733
Extrativa Mineral	2,575	1,407	0,409	0,759	15,877	29,463	45,340
Minerais não metálicos	2,176	1,634	0,415	0,127	19,079	5,825	24,904
Ferro e Aço	2,237	1,514	0,594	0,129	26,570	5,751	32,321
Metais não ferrosos/ outras metalurgias	2,487	1,587	0,663	0,237	26,664	9,541	36,205
Papel e celulose	2,086	1,511	0,411	0,164	19,725	7,851	27,576
Química	2,337	1,510	0,481	0,346	20,575	14,813	35,387
Alimentos e Bebidas	2,313	1,644	0,590	0,079	25,513	3,402	28,916
Têxtil e Vestuário	2,039	1,456	0,414	0,169	20,294	8,272	28,566
Outras Indústrias	2,270	1,621	0,464	0,185	20,437	8,139	28,576
Margens e Serviços	1,683	1,391	0,244	0,049	14,493	2,897	17,390
Média	2,189	1,512	0,466	0,211	21,138	9,127	30,265
RB			MG	RM	MG	RM	Total
Agropecuária	1,767	1,593	0,031	0,143	1,744	8,105	9,849
Extrativa Mineral	2,185	1,503	0,015	0,667	0,676	30,537	31,213
Minerais não metálicos	2,424	2,163	0,027	0,234	1,109	9,641	10,750
Ferro e Aço	2,388	2,066	0,057	0,264	2,405	11,063	13,468
Metais não ferrosos/ outras metalurgias	2,485	2,193	0,054	0,237	2,185	9,554	11,739
Papel e celulose	2,293	2,005	0,038	0,249	1,669	10,868	12,537
Química	2,414	1,960	0,028	0,426	1,158	17,647	18,805
Alimentos e Bebidas	2,084	1,914	0,052	0,118	2,478	5,673	8,151
Têxtil e Vestuário	2,021	1,775	0,045	0,201	2,217	9,963	12,180
Outras Indústrias	2,374	1,933	0,035	0,405	1,491	17,074	18,565
Margens e Serviços	1,759	1,650	0,025	0,083	1,450	4,730	6,179
Média	2,199	1,887	0,037	0,275	1,689	12,260	13,949
RM			MG	RB	MG	RB	Total
EUA	1,861	1,854	0,001	0,006	0,030	0,332	0,362
China	2,690	2,685	0,001	0,004	0,027	0,145	0,172
Argentina	1,833	1,774	0,004	0,054	0,234	2,972	3,206
Alemanha	2,395	2,389	0,001	0,006	0,039	0,244	0,283
Japão	2,128	2,124	0,001	0,003	0,031	0,144	0,175
Demais Países	2,319	2,312	0,001	0,006	0,027	0,266	0,293
Média	2,204	2,190	0,001	0,013	0,065	0,684	0,749

Fonte: Elaboração própria do autor.

revela o quanto um determinado setor é demandado pelos demais (*Forward Linkages*). Para contornar esta lacuna, foram calculados os Índices de Ligação para os setores de Minas Gerais (MG), Restante do Brasil (RB) e Resto do Mundo (RM).

Analisando os resultados da Tabela 7 pode-se perceber que os setores/países, localizados em qualquer uma das regiões analisadas, que obtiveram um efeito para trás (*Backward Linkage*) acima da média são exatamente os mesmos setores que apresentaram multiplicadores de produção acima da média (Tab. 6).

Logo, trata-se de um grupo de setores/países que demandam produtos dos demais setores em quantidade elevada. No entanto, tal análise pode induzir a um erro de julgamento. Observe que os resultados da Tabela 6 mostram que o setor de Margens e Serviços não seria uma boa opção de investimento, tanto para MG quanto para RB, dado que foi o setor com o menor multiplicador de produção em ambas as regiões. Este resultado é corroborado na Tabela 7, onde é possível perceber que este mesmo setor não apresenta índices de ligação para trás acima da média, em MG e no RB (respectivamente, 0,77 e 0,80). Um gestor desatento poderia optar por investir apenas nos setores com maior multiplicador de produção. Porém, o setor de Margens e Serviços detém um elevado índice de ligações para frente (*Forward Linkages*), portanto, é intensamente demandado pelos demais setores.²⁹ Sendo assim, a falta de investimentos poderia produzir gargalos na economia. Em outras palavras, o crescimento dos setores com maior multiplicador de produção poderia ficar inviabilizado caso o setor de Margens e Serviços não fosse capaz de disponibilizar os insumos necessários à produção.³⁰

Um setor que além de demandado em excesso (*Forward Linkages*) também demanda acima da média (*Backward Linkages*) é denominado “Setor-Chave”. No caso de MG apenas as Outras Indústrias se enquadraram neste perfil. No RB pode-se citar o Ferro e Aço, Metais não Ferrosos e outras Metalurgias e a indústria Química.³¹ Já no RM, tanto a China quanto o grupo dos Demais países apresentaram tais características (Tab. 7).³² A análise das ligações para frente e para trás revelou características importantes de cada setor. No entanto, esta abordagem trata cada setor de forma agregada e ignora a possibilidade de que um setor, que demanda muito dos demais setores (ligações para trás), possa estar concentrando suas ligações em um número pequeno de setores. O mesmo vale para as ligações para frente. O Campo de Influência (Fig. 1) identifica onde estão os principais elos de ligação que contribuem para que um setor apresente ligações, para frente ou para trás, acima da média.

Repare que os resultados do Campo de Influência se intensificam à medida que se move do quadrante MG×MG para RM×RM. Isto ocorre porque o método consiste em realizar pequenas alterações em cada coeficiente da matriz de coeficientes técnicos original, matriz *A*, e verificar a mudança total gerada na inversa de Leontief, matriz *B*. Sendo assim, uma elevação de 10% no uso de produtos Agrícolas, oriundos de MG, pelo setor de Alimentos e Bebidas de MG produziria um efeito menor sobre a produção total quando considerado o mesmo choque nestes setores do RB. Isto porque os setores do RB são responsáveis por uma parcela maior da produção nacional e, consequentemente, total.³³ No

²⁹No caso de MG este setor obteve o 2º maior índice de ligação para frente (1,12), ficando muito próximo do 1º (Outras Indústrias). Já no RB, o setor de Margens e Serviços auferiu o 3º maior coeficiente da região. Observando apenas os setores do RB pode-se notar um caso mais expressivo ainda. Trata-se do setor Agropecuário, que até então não havia obtido nenhum resultado relevante, mas agora se configura como o 2º setor mais demandado da região, atrás apenas do setor Químico (Tab. 7).

³⁰Considerando o setor de serviços, Kon (1999), corrobora esta análise argumentando que as atividades deste setor na economia mundial contemporânea facilitam as transações econômicas, proporcionando os insumos essenciais ao setor manufatureiro e permitindo efeitos “para trás e para frente” na cadeia produtiva. Para Riddle (1986), os serviços são a “cola que mantém integrada qualquer economia”.

³¹Cabe destacar que o índice de ligação para frente obtido pela Indústria Química do RB (1,86) só foi menor que a média dos setores do grupo dos Demais Países localizados no RM (3,11). Isto implica que o setor está entre os mais demandados no mundo.

³²Poder-se-ia argumentar sobre a importância dos EUA nesta análise. O fato é que, assim como o setor de serviços e margens, os EUA é um dos mais demandados pelos demais setores e países. Portanto, seria de certa forma, essencial para os demais.

³³Lembre que o setor Agrícola de RB representa a Agricultura de todo o território brasileiro, excluindo apenas o Estado de MG. O mesmo vale para os demais setores de RB.



Tabela 7: Índices de Ligação dos setores de Minas Gerais (MG), Resto do Brasil (RB) e Resto do Mundo (RM).

	Setores/Países	<i>Forward Linkages</i>	<i>Backward Linkages</i>	Setores-Chave
MG	Agropecuária	0,87	0,86	–
	Extrativa Mineral	0,46	1,17	–
	Minerais não metálicos	0,62	0,99	–
	Ferro e Aço	0,8	1,02	–
	Metais não ferrosos e outras metalurgias	0,6	1,13	–
	Papel e celulose	0,47	0,95	–
	Química	0,56	1,06	–
	Alimentos e Bebidas	0,62	1,05	–
	Têxtil e Vestuário	0,5	0,93	–
	Outras Indústrias	1,13	1,03	SC
	Margens e Serviços	1,12	0,77	–
RB	Agropecuária	1,46	0,8	–
	Extrativa Mineral	1,09	0,99	–
	Minerais não metálicos	0,81	1,1	–
	Ferro e Aço	1,15	1,09	SC
	Metais não ferrosos e outras metalurgias	1,11	1,13	SC
	Papel e celulose	0,78	1,04	–
	Química	1,86	1,1	SC
	Alimentos e Bebidas	0,59	0,95	–
	Têxtil e Vestuário	0,79	0,92	–
	Outras Indústrias	0,93	1,08	–
	Margens e Serviços	1,25	0,8	–
RM	EUA	1,15	0,85	–
	China	1,41	1,22	SC
	Argentina	0,9	0,83	–
	Alemanha	0,93	1,09	–
	Japão	0,91	0,97	–
	Demais Países	3,11	1,06	SC

Fonte: Elaboração própria do autor.

caso do quadrante RM×RM, não há nenhum tipo de desagregação setorial e um aumento de 10% em qualquer elo de ligação representa uma elevação, neste montante, da necessidade de insumos de um

país, considerando todos os seus setores, em relação à outro. Portanto, é natural que elevações neste quadrante produzam os maiores impactos (Fig. 1).³⁴

Para facilitar a análise da Figura 1, foram marcados os 2 principais elos de cada quadrante. Considerando apenas os fluxos intra-regionais de MG (quadrante MG×MG), pode-se destacar as vendas do setor 4 (Ferro e Aço) para o próprio setor 4 e para o 10 (outras Indústrias). Portanto, estes fluxos seriam os principais responsáveis por variações na produção total, quando se considera variações nos fluxos intra-regionais de MG. No RB (quadrante RB×RB), as vendas do setor 3 (Minerais não Metálicos) e do setor 7 (Química) para a Indústria Química são os mais importantes elos intra-regionais. No caso do RM, as vendas da China para a própria China e o grupo dos Demais Países (DP) compõem os principais elos. Como os resultados para o quadrante RM×RM são maiores que os demais quadrantes, tem-se que um aumento na demanda por produtos Chineses, principalmente por parte da própria China ou pelo grupo dos demais países causaria grande impacto na inversa de Leontief e, portanto, na produção total. Embora coeficientes maiores sejam esperados para o RM, devido à agregação, este resultado revela a importância da China para a economia.

6. CONCLUSÃO

Este artigo utilizou uma matriz inter-regional de Insumo-Produto, contendo os fluxos comerciais entre os setores de Minas Gerais (MG) e do Restante do Brasil (RB), com fechamento para as exportações, no intuito de analisar as relações de comércio entre MG, RB e os 5 principais parceiros comerciais do Brasil. Tal fechamento proporcionou a criação de um “setor externo” que, uma vez desagregado em EUA, China, Argentina, Alemanha, Japão mais o grupo dos “demais países”, foi denominado “resto do mundo” ou RM.

A matriz resultante deste processo apresenta desagregação para 11 setores produtivos nas regiões de MG e RB e abertura para EUA, China, Argentina, Alemanha, Japão e “demais países” que compõem RM. Os fluxos ficaram expressos em moeda nacional corrente referente ao ano de 2003 e estão coerentes com o Sistema de Contas Nacionais do IBGE.

Segundo os resultados, o setor Extrativo Mineral de MG apresenta o maior multiplicador de produção entre os setores de MG e RB. Apenas o multiplicador associado à China foi mais expressivo neste quesito. No entanto, trata-se de um setor com elevada taxa de transbordamento para o RB e, principalmente, RM. Assim, seria mais interessante investir no setor de Alimentos e Bebidas que, além de gerar o maior impacto possível sobre os setores de MG, ainda apresenta as vantagens de causar o maior impacto sobre os setores do RB e manter grande parte do efeito multiplicador em território nacional.

Comparando os setores de MG com os do RB, percebe-se que, em média, a região do RB produz maiores multiplicadores de produção. No entanto, também apresenta uma taxa de transbordamento para o RM maior. Assim, considerando a média dos multiplicadores em ambas as regiões, conclui-se que os setores do RB apesar de produzirem maiores impactos sobre a produção total, são piores opções quando o objetivo é incentivar a indústria nacional (MG + RB). Com relação ao RB, nota-se que o setor de Metais não ferrosos e outras metalurgia não apenas apresenta o maior multiplicador de produção como parece ser o mais indicado para impulsionar as demais indústrias da região (elevado efeito intra-regional). Já o setor de Alimentos e Bebidas, localizado no RB, foi o que obteve a maior taxa de transbordamento da produção para MG. Contudo, caso a intenção seja impulsionar, mesmo que indiretamente, a produção de MG, seria melhor investir no setor de Ferro e Aço do RB. Visto que o multiplicador total deste setor supera o de Alimentos e Bebidas e acaba gerando efeitos superiores em MG, mesmo com uma taxa de transbordamento um pouco menor.

Os multiplicadores de produção associados ao RM são, em média, levemente superiores aos do RB e MG. Boa parte deste resultado se deve ao coeficiente obtido pela China e Alemanha. No caso da

³⁴O campo de influência dos setores de Minas Gerais e do restante do Brasil, para o período de 1999 a 2002, foi calculado por Firme e Vasconcelos (2014) usando um modelo inter-regional sem fechamento para exportações.

Químico que, além de apresentar características de Setor-Chave, obteve um índice de ligação para frente inferior apenas à média do RM. Com relação ao RM, os mais demandados foram o grupo dos “demais Países”, China e EUA, respectivamente. Porém apenas os demais Países e a China foram considerados Setores-Chave.

Por fim, o Campo de Influência mostrou que os elos de ligação com maior poder de impulsionar a produção total estão relacionados ao comércio entre os países da região do RM. Embora óbvio, devido à agregação utilizada, ressaltou a importância da China para a economia total. O fato é que uma elevação no fluxo de compra e venda dentro da própria China teria capacidade de gerar tamanho efeito multiplicador sobre a produção total que só poderia ser comparado ao elo onde a China vende para o grupo dos demais Países. Sendo assim, fica claro o protagonismo chinês no que se refere à capacidade de induzir crescimento. No caso dos setores de MG, uma elevação no fluxo de vendas do setor de Ferro Aço para as Outras Indústrias de MG causaria o maior impacto sobre a economia total. Já no RB isto ocorre quando os fluxos entre a própria indústria Química aumentam.

BIBLIOGRAFIA

- ALICEweb (2017). *Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior*. Disponível online em: <http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: 2017.
- BDMG - Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais e FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (2002). *Matriz inter-regional de insumo produto para Minas Gerais/resto do Brasil*. Belo Horizonte.
- Betarelli JR, A. A., Bastos, S. Q. A., & Perobelli, F. S. (2008). As pressões das exportações setoriais sobre os modais de transporte: uma abordagem híbrida e intersetorial de insumo-produto. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 38(3).
- Betarelli JR, A. A., Bastos, S. Q. A., & Perobelli, F. S. (2011). Interações e encadeamentos setoriais com os modais de transporte: uma análise para diferentes destinos das exportações brasileiras. *Economia Aplicada*, 15(2):223–258.
- Bullard, C. W. & Sebal, A. V. (1988). Monte Carlo sensitivity analysis of input-output models. *The Review of Economics and Statistics*, 70:705–712.
- Carvalho, N. (1998). Observações sobre a elaboração da matriz de insumo-produto. *Pesquisa & Debate. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política*. ISSN 1806-9029, 9(24):139–157.
- Crocomo, F. & Guilhoto, J. (1998). Relações inter-regionais e intersetoriais na economia brasileira: uma análise de insumo produto. *Economia Aplicada*, 24(4):681–706.
- Domingues, E. P. (2002). *Dimensão regional e setorial da integração brasileira na Área de Livre Comércio das Américas*. Tese de Doutorado, IPE/USP.
- Duarte Filho, F. C. & Chiari, J. R. P. (2002). Características estruturais da economia mineira. *Cadernos BDMG, Belo Horizonte*, 4:11–43.
- Evans, W. D. (1954). The effect of structural matrix errors on interindustry relations estimates. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 22:461–480.
- Firme, V. A. C. & Perobelli, F. S. (2012). O setor energético brasileiro: uma análise via indicadores de insumo-produto e o modelo híbrido para os anos de 1997 e 2002. *Planejamento e Políticas Públicas*, 39:123–153.
- Firme, V. A. C. & Vasconcelos, C. R. F. (2014). O setor siderúrgico nacional: uma análise inter-regional de insumo produto para o período de 1999 a 2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 44:117–167.



- Guilhoto, J. J. M. (2011). Input-Output Analysis: Theory and Foundations. *Munich Personal RePEc Archive*. Disponível online em: [http://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/32566/MPRA Paper No. 32566](http://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/32566/MPRA_Paper_No_32566), posted 04. August 2011.
- Guilhoto, J. J. M., Hewings, G. J. D., & Sonis, M. (2002). Productive Relations in the Northeast and the Rest-of-Brazil Regions in 1995: Decomposition and Synergy in Input-Output Systems. *Geographical Analysis*, 34(1):62–75.
- Guilhoto, J. J. M., Hewings, G. J. D., Sonis, M., & Guo, J. (2001). Research Note: Economic Structural Change Over Time: Brazil and the United States Compared. *Journal of Policy Modeling*, 23(6):703–711.
- Guilhoto, J. J. M., Moretto, A. C., & Rodrigues, R. L. (2001a). Decomposition & synergy: a study of the interactions and dependence among the 5 Brazilian macro regions. *Economia Aplicada*, 5(2).
- Guilhoto, J. J. M. & Sesso Filho, U. A. (2005). Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. *Economia Aplicada*, 9(2):277–299.
- Haddad, E. A. (1999). *Regional inequality and structural changes: lessons from the Brazilian economy*. Ashgate, Aldershot.
- Haddad, E. A. & Domingues, E. P. (2003). *Matriz inter-regional de insumo-produto São Paulo/Resto do Brasil*. São Paulo: Nereus. Texto para Discussão, 10.
- Haddad, E. A. & Hewings, G. (2000). Linkages and interdependence in the Brazilian economy: an evaluation of the interregional input-output system, 1985. *Revista Econômica do Nordeste*, 31(3):330–376.
- Haddad, E. A., Perobelli, F. S., & dos Santos, R. A. C. (2005). Inserção econômica de Minas Gerais: uma análise estrutural. *Nova Economia*, 15(2):63–90.
- Haddad, P. R. (1976). *Contabilidade social e economia regional: análise de insumo-produto*. Rio de Janeiro: Zahar Editores.
- Hewings, G., Sonis, M., & Boyce, D. (2002). *Trade, Networks and Hierarchies: Modeling Regional and Interregional Economies*. Berlin: Springer Science & Business Media.
- Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press.
- IMF (2017). International Monetary Fund: Data and Statistics. Disponível online em: <http://www.imf.org/external/data.htm>. Acesso em: 2017.
- INDEC (2017). Instituto Nacional de Estadística y Censos: MIP_ARG_1997. Disponível online em: <http://www.indec.mecon.ar/>. Acesso em: 2017.
- Isard, W. (1951). Interregional and regional input-output analysis: a model of a space-economy. *The review of Economics and Statistics*, 33(4):318–328.
- ITC (2017). International Trade Centre: Trade Statistics. Disponível online em: <http://www.intracen.org/trade-support/trade-statistics/>. Acesso em: 2017.
- Kon, A. (1999). Sobre as atividades de serviços: revendo conceitos e tipologias. *Revista de Economia Política*, 19(2):64–83.
- Kurz, H. D., Dietzenbacher, E., & Lager, C. (1998). *Input-output analysis, 3 vols*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Lafer, B. M. (1973). *Planejamento no Brasil*. São Paulo: Ed. Perspectiva.

- Lahr, M. L. & Dietzenbacher, E. (2001). *Input-output analysis: Frontiers and extensions*. Houndmills: Palgrave.
- Leontief, W. (1975). Structure of the world economy – Outline of a simple input-output formulation. *Proceedings of the IEEE*, 63(3):345–350.
- Miller, R. E. & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. New York: Cambridge University Press.
- Montoya, M. A. (1998). *A matriz insumo-produto internacional do Mercosul em 1990: a desigualdade regional e o impacto intersetorial do comércio inter-regional*. Tese de Doutorado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo.
- NBSC (2017). National Bureau of Statistics of China: Yearbook 2003. Disponível online em: http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata/yearlydata/yarbook2003_e.pdf. Acesso em: 2017.
- OECD.STATS (2017). The Organisation for Economic Co-operation and Development Statistics. Disponível online em: <http://stats.oecd.org>. Acesso em: 2017.
- Oliveira, D. R., de Assis Cabral, J., & De Freitas, M. V. (2014). Análise Estruturalista-Kaldoriana da Economia Brasileira sob a Abordagem De Insumo Produto. In *Anais do XLII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 42nd Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Park, S. (1974). On input-output multipliers with errors in input-output coefficients. *Journal of Economic Theory*, 6(4):399–403.
- Porsse, A. A. (2002). *Multiplicadores de impacto na economia gaúcha: aplicação do modelo de insumo-produto fechado de Leontief*. Documentos FEE, n.52. Porto Alegre.
- Porsse, A. A., Haddad, E. A., & Ribeiro, E. P. (2003). *Estimando uma matriz de insumo-produto inter-regional Rio Grande do Sul-restante do Brasil*. NEREUS - Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo, Texto para Discussão: 20-2003.
- Rasmussen, P. N. (1956). *Studies in intersectoral relations*. Amsterdam: North-Holland.
- Riddle, D. I. (1986). *Service-led growth. The role of the service sector in world development*. Nova York: Praeger Publisher.
- Rodrigues, R. L., Moretto, A. C., Crocomo, F. C., & Guilhoto, J. J. M. (2005). Transações inter-regionais e intersetoriais entre as macro-regiões brasileiras em 1985 e 1995. *Revista Brasileira de Economia*, 59(3):445–482.
- SCN/IBGE (2017). Sistema de Contas Nacionais disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível online em: <http://www.ibge.gov.br/>. Acesso em 2017.
- Sherman, J. & Morrison, W. (1949). Adjustment of an Inverse Matrix to Changes in the Elements of a Given Column or a Given Row in the Original Matrix. *Annals of Mathematical Statistics*, 20(4).
- Sherman, J. & Morrison, W. J. (1950). Adjustment of an inverse matrix corresponding to a change in one element of a given matrix. *Annals of Mathematical Statistics*, 21(1):124–127.
- Simonovits, A. (1975). A Note on the Underestimation and Overestimation of the Leontief Inverse. *Econometrica*, 43:493–498.



- Sonis, M. & Hewings, G. J. D. (1989). Error and sensitivity input-output analysis: a new approach. In Miller, R. E., Polenske, K. R., & Rose, A. Z. (Eds.), *Frontiers of input-output analysis*. Nueva York: Oxford, p. 232–244.
- Sonis, M. & Hewings, G. J. D. (1995). Fields of influence in input-output systems. *Urbana: University of Illinois. Regional Economics Applications Laboratory*.
- Souza, R. M. d. (2008). *Exportações e consumo de energia elétrica: uma análise baseada na integração de modelos econométricos e de insumo-produto inter-regional para Minas Gerais e o restante do Brasil*. Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). Dissertação apresentada ao PPGA/UFJF, Fev.
- Toyoshima, S. & Ferreira, M. J. (2002). Encadeamentos do setor de transportes na economia brasileira. *Revista de Planejamento e Políticas Públicas. IPEA, Brasília*, 25:139–166.
- World Databank (2017). World Development Indicators (WDI) & Global Development Finance (GDF). Disponível online em: <http://databank.worldbank.org>. Acesso em: 2017.

A. APÊNDICE³⁷**Tabela A-1:** Compatibilização das Matrizes de Guilhoto e Sesso Filho (2005) com a matriz Inter-Regional (MG×RB) de Souza (2008).

Matriz Souza (2008)	Matriz Guilhoto e Sesso Filho (2005)
1. Agropecuária	1. Agropecuária
2. Mineração e Pelotização	2. Extrat. Mineral; 3. Petróleo e Gás
3. Minerai s Não Metálicos	4. Mineral não Metálico
4. Ferro e Aço	5. Siderurgia
5. Metais não ferrosos e outras metalurgias	6. Metalurg. não Ferrosos; 7. Outros Metalúrgicos
6. Outras Indústrias	8. Máquinas e Equip.; 9. Material Elétrico; 10. Equip. Eletrônicos; 11. Autom./Cam./Ônibus; 12. Peças e out. Veículos; 13. Madeira e Mobiliário; 14. Farmác. e Veterinária; 15. Artigos Plásticos; 16. Indústrias Diversas; 17. Serv. Ind. de Util. Pública (S.I.U.P.); 18. Construção Civil; 19. Comunicações
7. Papel e Celulose	20. Celulose, Papel e Gráf.; 21. Ind. da Borracha
8. Química	22. Elementos Químicos; 23. Refino do Petróleo; 24. Químicos Diversos
9. Têxtil e Vestuário	25. Ind. Têxtil; 26. Artigos do Vestuário; 27. Fabricação de Calçados
10. Alimentos e bebidas	28. Indústria do Café; 29. Benef. Prod. Vegetais; 30. Abate de Animais; 31. Indústria de Laticínios; 32. Fabricação de Açúcar; 33 Fab. Óleos Vegetais; 34. Outros Prod. Alimentícios
11. Comércio e Serviços	35. Comércio; 36. Instituições Financeiras; 37. Serv. Prest. à Família; 38 Serv. Prest. À Empresa; 39. Aluguel de Imóveis; 40. Serv. Priv. ã Mercantis
12. Transportes	41. Transportes
13. Serv. Públicos	42. Administração Pública

Fonte: Elaboração própria do autor.

³⁷Cabe lembrar que a matriz inter-regional de Souza (2008) apresentava desagregação para 13 setores produtivos. No entanto, no caso deste artigo, os setores de Comércio e Serviços, Transporte e Serviços Públicos foram agregados e passaram a compor o setor de Margens e Serviços. Assim, a desagregação final apresentada neste trabalho revelava os fluxos entre 11 setores, e não os 13 originais de Souza (2008). Tal procedimento decorre do fato destes 3 setores não transacionarem bens (apenas serviços). Maiores detalhes na seção 4.3 deste artigo.

**Tabela A-2:** Compatibilização dos dados do ALICEweb (2017) com a matriz de Souza (2008).

1. Agropecuária (cap. 01 a 14): I – Animais vivos e produtos do reino animal; II – Produtos do reino vegetal
2. Extrativa Mineral (cap. 25 a 27): V – Produtos minerais
3. Minerais não metálicos (cap. 68 a 71): XIII – Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica ou de matérias semelhantes; produtos cerâmicos; vidro e suas obras; XIV – Pérolas naturais ou cultivadas, pedras preciosas ou semipreciosas e semelhantes; metais preciosos, metais folheados ou chapeados de metais preciosos, e suas obras; bijuterias; moedas
4. Ferro e Aço (cap. 72 e 73): XV – Metais comuns e suas obras (somente capítulos 72 e 73): 72. Ferro fundido, ferro e aço; 73. Obras de ferro fundido, ferro ou aço
5. Metais não ferrosos e outras metalurgias (Cap. 74 a 83): XV – Metais comuns e suas obras (Demais capítulos – 74 a 83): 74. Cobre e suas obras; 75. Níquel e suas obras; 76. Alumínio e suas obras; 77. (Reservado para uma eventual utilização futura no SH); 78. Chumbo e suas obras; 79. Zinco e suas obras; 80. Estanho e suas obras; 81. Outros metais comuns; ceramais (“cermets”); obras dessas matérias; 82. Ferramentas, artefatos de cutelaria e talheres, e suas partes, de metais comuns; 83. Obras diversas de metais comuns
6. Papel e celulose (Cap. 40 e 47 a 49): VII – Plásticos e suas obras; borracha e suas obras (somente capítulo 40): 40. Borracha e suas obras; X – Pastas de madeira ou de matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas); papel e suas obras
7. Química (cap. 28 a 38): VI – Produtos das indústrias químicas ou das indústrias conexas
8. Alimentos e Bebidas (cap. 15 a 24): IV – Produtos das indústrias alimentares; bebidas, líquidos alcoólicos e vinagres; fumo (tabaco) e seus sucedâneos misturados; III – Gorduras e óleos animais ou vegetais; produtos da sua dissociação; gorduras alimentares elaboradas; ceras de origem animal ou vegetal.
9. Têxtil e Vestuário (cap. 41 a 43 e 50 a 67): VIII – Peles, couros, peleteria (peles com pêlo*) e obras desta matérias; artigos de correeiro ou de seleiro; artigos de viagem, bolsas e artefatos semelhantes; obras de tripa; XI – Matérias têxteis e suas obras; XII – Calçados, chapéus e artefatos de uso semelhante; guarda-chuvas, guarda-sóis, bengalas, chicotes, e suas partes; penas preparadas e suas obras; flores artificiais; obras de cabelo.
10. Outras Indústrias (cap. 39, 44 a 46 e 84 a 99): VII – Plásticos e suas obras; borracha e suas obras (somente capítulo 39): 39. Plástico e suas obras; IX – Madeira, carvão vegetal e obras de madeira; cortiça e suas obras; obras de espartaria ou cestaria; XVI – Máquinas e aparelhos, material elétrico, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios; XVII – Material de transporte; XVIII – Instrumentos e aparelhos de óptica, fotografia ou cinematografia, medida, controle ou de precisão; instrumentos e aparelhos médico-cirúrgicos; aparelhos de relojoaria; instrumentos musicais; suas partes e acessórios; XIX – Armas e munições; suas partes e acessórios; XX – Mercadorias e produtos diversos; XXI – Objetos de artes, de coleção e antiguidades.
11. Comércio e Serviços
12. Transporte
13. Serviços Públicos

Fonte: Elaboração própria.

Jogos Vetoriais no Posicionamento Contábil de Empresas de Siderurgia e Metalurgia listadas na BM&FBOVESPA

ADRIANA KROENKE*

VOLMIR EUGENIO WILHELM†

Sumário: 1. Introdução; 2. Jogos Vetoriais; 3. Conceito de Solução; 4. Procedimento de Solução; 5. Materiais e Métodos; 6. Análise de Resultados; 7. Conclusões.

Palavras-chave: Teoria dos jogos; Jogos vetoriais; Indicadores econômico-financeiros.

Códigos JEL: C7, C72.

O objetivo deste trabalho é definir o posicionamento contábil de empresas de siderurgia e metalurgia por meio de jogos vetoriais. São usados quatro lotes de indicadores econômico-financeiros: liquidez, endividamento, rentabilidade e atividade. A leitura é feita usando as empresas como estratégias do jogador I e os indicadores econômico-financeiros como sendo estratégias do jogador II. Trata-se de um estudo descritivo com abordagem quantitativa. Os dados foram coletados a partir das demonstrações contábeis diretamente do ECONOMÁTICA[©] e o *ranking* foi definido por meio dos métodos sugeridos por Fernández et al. (1998). Como resultado obteve-se sucesso na utilização de jogos vetoriais.

The objective of this work is to define the accounting positioning of steel and metal companies through vector games. Liquidity, indebtedness, profitability and activity: four lots of financial indicators are used. This is done using the companies as strategic player I and the economic and financial indicators as strategies of player II. This is a descriptive study with a quantitative approach. Data were collected from the financial statements directly from ECONOMÁTICA[©] and the ranking was defined by the methods suggested by Fernández et al. (1998). As a result of obtaining success in the use of vector games.

1. INTRODUÇÃO

Os fundamentos da teoria dos jogos foram estabelecidos por John von Neumann em 1928 e expostos no livro *Theory of Games and Economic Behavior*, que publicou junto a Oskar Morgenstern em 1944. Esta teoria põe de manifesto que os acontecimentos das ciências sociais podem ser descritos mediante modelos de jogos de estratégia com uma maior riqueza de detalhes, pois os agentes atuam muitas vezes uns contra os outros para a consecução de seus objetivos.

A teoria dos jogos é usada como uma ferramenta analítica poderosa na solução de problemas decisórios ou sistemas competitivos. Exemplos clássicos variados são encontrados nos trabalhos de Neumann e Morgenstern (1944), Harsanyi (1977), Harsanyi e Selten (1988), Fudenberg e Tirole (1991) e Owen (1995).

*Universidade Regional de Blumenau – FURB, Rua Antônio da Veiga, 140 – Blumenau-SC, Bairro Victor Konder, CEP: 89012-900.
E-mail: akroenke@furb.br

†Universidade Federal do Paraná – UFPR, Jardim das Américas, 980 – Curitiba-PR. E-mail: volmirw@gmail.com



Os resultados da análise e resolução de problemas de tomada de decisão nem sempre são apropriadas e adequadas aos problemas da vida real caso os parâmetros dos modelos matemáticos para a tomada de decisão são determinados sem considerar a incerteza e a imprecisão presentes em sistemas competitivos.

O investidor passa por situações similares. Ao construir uma carteira de investimentos, ou seja, projetos de investimento dentre os quais pretende eleger aqueles que levará a cabo. Entre os critérios de decisão seguramente estarão indicadores de liquidez, endividamento, rentabilidade e atividade. Além de determinar a magnitude do investimento, o investidor analisará seu interesse em termos estratégicos e imagem, vendo-se obrigado a considerar o impacto social e o impacto ambiental dos projetos em estudo. O projeto melhor concebido em termos ambientais não é forçosamente o mais rentável, mas politicamente bem aceito na conjuntura atual na avaliação de empresas.

O trabalho que se apresenta, desenvolve-se nesse ambiente de conflitos, interpretado como sendo um jogo entre o investidor contra a natureza. O investidor tem como objetivo organizar estrategicamente as suas alternativas, que são lidas como sendo empresas nas quais pretende investir ou avaliar. A natureza é formada por índices econômico-financeiros de cada empresa pesquisada.

Quando dois oponentes elegem suas estratégias (alternativas), não só os resultados apresentam uma soma não-nula, mas ela também possui uma forma de um vetor ao invés de um escalar. Jogos reais entre dois personagens, devem ser entendidos como sequências de ganhos e perdas, em que não necessariamente o ganho de um é a perda do outro em cada movimento. Os jogadores não são imediatamente ganhadores ou perdedores. O uso de estratégias mistas ou randômicas nem sempre são adequadas e a cooperação muitas vezes substitui a concorrência.

A leitura de cada empresa segundo seus vetores formados por índices econômico-financeiros serão o escopo desta pesquisa. Estes vetores serão obtidos das demonstrações contábeis, que nesta investigação serão os indicadores de liquidez, endividamento, rentabilidade e atividade das empresas de metalurgia e siderurgia listadas na BM&FBovespa. A partir desses indicadores é possível estabelecer o posicionamento contábil dentro do seu setor, tomadas aqui como sendo suas concorrentes. Este posicionamento surge na forma de um *ranking*. Neste sentido surge a questão de pesquisa: Qual o posicionamento contábil das empresas de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBovespa utilizando jogos vetoriais?

Para responder a esta questão será utilizado o método sugerido por Fernández et al. (1998).

2. JOGOS VETORIAIS

Os jogos nos quais os pagamentos que os jogadores recebem vem representados por vetores em lugar de números reais são denominados jogos vetoriais, jogos multicritério ou jogos com pagamentos múltiplos Zeleny (1982).

Nestes jogos, se não há cooperação entre os jogadores como ocorre no caso de jogos de soma nula, se acrescenta a dificuldade da não existência de uma ordem total entre os elementos da matriz de pagamentos, no que a valoração das estratégias e a comparação entre as mesmas é um problema adicional na teoria dos jogos, sendo o conceito de solução clássica difícil de ser desenvolvido. Por esta razão tem aparecido novos conceitos de solução (Fernández e Monroy, 2009).

Neste sentido o conceito de estratégia de segurança Pareto-Ótima é importante à solução de jogos com múltiplos pagamentos, utilizando conceitos de solução baseados nos níveis de segurança dos jogadores.

Ghose e Prasad (1989) definem pontos de equilíbrio com níveis de segurança Pareto-Ótimas e pontos de sela de Pareto. Para determinar o conjunto de estratégias de Pareto-Ótimas estabelecem dois jogos escalares, um para cada jogador e provam que as estratégias maximin e minimax destes jogos são estratégias de segurança Pareto-Ótimas para o jogador correspondente.

Ghose (1991) obteve as estratégias de segurança Pareto-Ótimas de um jogo vetorial de soma zero transformando o jogo original em um jogo escalar. Ele demonstrou, por meio de um longo processo que uma extensão do conjunto formado pelos vetores de nível de segurança é um conjunto poliédrico. A partir deste resultado estabelece uma “escalarização” estritamente positiva em uma condição necessária e suficiente para obter uma estratégia de segurança Pareto-Ótima, para tais jogos.

Nesta pesquisa é usada a mesma “escalarização” como caso particular em um enfoque geral, realizado por meio de um procedimento alternativo que simplifica em boa medida as demonstrações estabelecidas por Ghose e Prasad. Por meio da programação linear multiobjetivo obtém-se as estratégias de segurança Pareto-Ótimas como soluções eficientes de problemas lineares multiobjetivo.

3. CONCEITO DE SOLUÇÃO

Considerando um jogo bipessoal de soma-zero na sua forma típica. Seja $A = (a_{ij}); 1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq m$ a matriz de pagamentos do jogo. Cada elemento a_{ij} da matriz é um vetor de dimensão k :

$$a_{ij} = (a_{ij}(1), a_{ij}(2), \dots, a_{ij}(k)) \in \mathbb{R}^k$$

que determina k matrizes de ordem $m \times n$ na forma:

$$A(s) = (a_{ij}(s)) 1 \leq s \leq k; 1 \leq i \leq n; 1 \leq j \leq m$$

As estratégias mistas nestes jogos se definem da mesma forma como em jogos escalares. Assim, os espaços das estratégias mistas para os jogadores I e II são respectivamente:

$$X = \{x \in \mathbb{R}^n / \sum_{i=1}^n x_i = 1, x_i \geq 0, i = 1, \dots, n\}$$

$$Y = \{y \in \mathbb{R}^m / \sum_{j=1}^m y_j = 1, y_j \geq 0, j = 1, \dots, m\}$$

Definição 3.1. O pagamento esperado do jogo quando os jogadores elegem suas estratégias mistas $x \in X$ e $y \in Y$, respectivamente, vem dado por:

$$v(x, y) = x^t A y = (v_1(x, y), \dots, v_k(x, y))$$

onde:

$$v_s(x, y) = x^t A(s) y, s = 1, \dots, k$$

Dado que uma estratégia deve ser valorada por um conjunto de vetores, pode-se dar uma única valoração, ao considerar que o oponente pode atuar em cada coordenada da matriz A de modo independente e oferecer o vetor que assegura ao jogador para que realmente obtenha valores superiores.

Definição 3.2. Para cada estratégia $x \in X$ do jogador I, o vetor de nível de segurança para este jogador é o pagamento que lhe é garantido com esta estratégia, em cada jogo escalar induzido pelo jogo vetorial. O mesmo se aplica ao jogador II.

Os vetores de níveis de segurança dos jogadores são respectivamente:

$$v(x) = (v_1(x), \dots, v_k(x))$$

$$\bar{v}(y) = (\bar{v}_1(y), \dots, \bar{v}_k(y))$$



onde:

$$\underline{v}_s(x) = \min_{y \in Y} v_s(x, y) = \min_{y \in Y} x^t A(s) y$$

$$\bar{v}_s(y) = \max_{x \in X} v_s(x, y) = \max_{x \in X} x^t A(s) y$$

Observe-se que dada uma estratégia $x \in X$ do jogador I cada componente do vetor de nível de segurança $\underline{v}_s(x)$, $s = 1, \dots, k$ podem ser obtidas com distintas estratégias $y \in Y$ do jogador II. Ghose e Prasad (1989) estabelecem a definição de estratégia de segurança Pareto-Ótima como segue.

Definição 3.3. Uma estratégia $x^* \in X$ é uma estratégia de segurança Pareto-Ótima para o jogador I se não existe $x \in X$, tal que $\underline{v}(x^*) \leq \underline{v}(x)$, $\underline{v}(x^*) \neq \underline{v}(x)$. Uma estratégia $y^* \in Y$ é uma estratégia de segurança Pareto-Ótima para o jogador II se não existe $y \in Y$, tal que $\bar{v}(y^*) \geq \bar{v}(y)$, $\bar{v}(y^*) \neq \bar{v}(y)$.

4. PROCEDIMENTO DE SOLUÇÃO

Dada uma estratégia $x \in X$ o nível de segurança s -ésimo do jogador I é dado por:

$$\underline{v}(s) = \min_{y \in Y} v_s(x, y) = \min_{y \in Y} x^t A(s) y$$

O problema a ser resolvido é um problema linear escalar, portanto, possui uma solução ótima entre os pontos extremos do poliedro Y . Assim, $\underline{v}_s(x)$ é expressado:

$$\underline{v}_s(x) = \min_{1 \leq j \leq m} \sum_{i=1}^n x_i a_{ij}(s)$$

Ou matricialmente:

$$\underline{v}(x) = \min x^t A(s)$$

Com efeito, para este artigo pretende-se como resultado a formulação de estratégias para o jogador I (empresas) frente as estratégias do jogador II (indicadores), o que se traduz na forma de um problema de programação linear multiobjetivo denominado de problema linear do jogo multicritério (PLJM).

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & v_1, v_2, \dots, v_k \\ \text{Sujeito a:} \quad & x^t A(s) \geq (v_s, \dots, v_s); s = 1, \dots, k \\ & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \\ & x \geq 0 \end{aligned}$$

Teorema 4.1. Uma estratégia $x^* \in X$ é uma estratégia de segurança Pareto-Ótima e $v^* = (v_1^*, \dots, v_k^*)$ seu vetor de nível de segurança associado se, e somente se, (v^*, x^*) for uma solução eficiente do problema PLJM.

Demonstração. Seja $x^* \in X$ uma estratégia de segurança Pareto-Ótimo então não existe outra estratégia $x \in X$ tal que $\underline{v}(x^*) \leq \underline{v}(x)$, $\underline{v}(x^*) \neq \underline{v}(x)$, ou de forma equivalente:

$$\begin{aligned} (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k)) &\geq (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k)) \\ (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k)) &\neq (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k)) \end{aligned}$$

Sendo $x \in X$ uma solução eficiente do problema:

$$\max_{x \in X} (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k))$$

E este problema é equivalente a:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & v_1, v_2, \dots, v_k \\ \text{Sujeito a:} \quad & x^t A(s) \geq (v_s, \dots, v_s); s = 1, \dots, k \\ & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \\ & x \geq 0 \end{aligned}$$

De forma recíproca, supondo que uma solução eficiente (v^*, x^*) , do problema PLJM não seja uma estratégia de segurança Pareto-Ótima, então existe $\bar{x} \in X$, tal que:

$$\begin{aligned} (\min \bar{x}^t A(1), \dots, \min \bar{x}^t A(k)) &\geq (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k)) \\ (\min \bar{x}^t A(1), \dots, \min \bar{x}^t A(k)) &\neq (\min x^t A(1), \dots, \min x^t A(k)) \end{aligned}$$

Seja $\bar{v} = (\bar{v}_1, \dots, \bar{v}_k)$ onde $\bar{v}_s = \min \bar{x}^t A(s)$, $s = 1, \dots, k$ o vetor (\bar{v}, \bar{x}) é uma solução do problema PLJM que domina (v^*, x^*) , sendo uma solução eficiente do problema PLJM.

Este resultado é muito importante para esta pesquisa e por várias razões. Em primeiro lugar põe de manifesto que de similar modo a programação linear utiliza-se para obter as estratégias ótimas e o valor dos jogos escalares bipessoais de soma-zero. Da mesma forma pode utilizar-se a programação linear multiobjetivo para resolver os jogos bipessoais de soma-zero com pagamentos vetoriais sempre que se considera o conceito de estratégia de segurança Pareto-Ótima como solução dos mesmos.

Em segundo lugar há de se notar que, como é usual em problemas lineares multiobjetivo, a partir das soluções eficientes extremas se obtêm todas as estratégias de segurança Pareto-Ótimas. \square

Definição 4.2. Um par de estratégias $x \in X$, $y \in Y$ formam um ponto de sela de Pareto para o jogo vetorial se $\underline{v}(x) = \bar{v}(y)$.

Este conceito pode ser equiparado ao conceito de solução ideal em programação multiobjetivo que é aquela solução factível que maximiza todos os objetivos simultaneamente. Isto leva a outra definição.

Definição 4.3. $x^* \in X$ é uma estratégia ideal para o jogador I se x^* maximiza $\underline{v}_s(x)$, $\forall s = 1, \dots, k$. $y^* \in Y$ é uma estratégia ideal para o jogador II se y^* minimiza $\bar{v}_s(y)$, $\forall s = 1, \dots, k$.

Com efeito a existência da estratégia ideal para um jogador não implica na existência de um ponto de sela de Pareto para o jogo vetorial, posto que os níveis de segurança de cada jogo escalar $A(s)$, $s = 1, \dots, k$ podem ser obtidos com estratégias diferentes do outro jogador.

Corolário 4.4. Um par de estratégias $x^* \in X$, $y^* \in Y$, formam um ponto de sela de Pareto para os jogadores I e II se, e somente se, x^* e y^* são estratégias ideais para os jogadores I e II, respectivamente.

5. MATERIAIS E MÉTODOS

Nesta pesquisa trata-se de um estudo descritivo que apresenta o *ranking* das empresas do setor de metalurgia e siderurgia listadas na BM&FBovespa.

A pesquisa descritiva é realizada sem que o pesquisador interfira, ou seja, ele apenas descreve o objeto de pesquisa buscando descobrir a frequência com que um fenômeno ocorre, sua natureza, características, causas, relações e conexões com outros fenômenos (Barros e Lehfeld, 2000).



Para atender o objetivo desta investigação faz-se necessário verificar indicadores contábeis apresentados na literatura, o que caracteriza uma pesquisa bibliográfica e o fato de utilizar demonstrações contábeis como fonte de coleta de dados torna esta pesquisa documental, pois os dados ainda não receberam nenhuma forma de tratamento.

Quanto a abordagem do problema este estudo classifica-se como quantitativo. “O método quantitativo representa, em princípio, a intenção de garantir a precisão dos resultados, evitar distorções de análise e interpretação, possibilitando, conseqüentemente, uma margem de segurança quanto as inferências” (Richardson, 1989, p. 29).

A população é definida como o conjunto de elementos que apresentam os atributos necessários para o desenvolvimento do estudo (Silveira, 2004). No caso desta pesquisa, que apresenta os dados dos indicadores de liquidez, endividamento, rentabilidade e atividade. A população, nesta pesquisa, consiste nas 12 empresas de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBovespa. Todas as empresas apresentaram os dados necessários, logo, nenhuma empresa foi excluída da análise.

A população foi definida intencionalmente, ou seja, consiste em uma população não probabilística e justifica-se pelo acesso as informações contábeis e seu grau de confiabilidade por se tratarem de empresas de capital aberto. As empresas do ramo de siderurgia e metalurgia utilizadas nesta investigação são apresentadas no Quadro 1.

Quadro 1: Empresas do setor de siderurgia e metalurgia listadas na BM&FBovespa.

Empresa	Nome do pregão	Atuação
Paranapanema	PARANAPANEMA	Artefatos de cobre
Fibam Companhia Industrial	FIBAM	Artefatos de Ferro e Aço
Mangels Industrial S.A.	MANGELS INDL	Artefatos de Ferro e Aço
Metalúrgica Duque S.A.	MET DUQUE	Artefatos de Ferro e Aço
Panatlantica S.A.	PANATLÂNTICA	Artefatos de Ferro e Aço
Siderurgica J.L. Aliperti S.A.	ALIPERTI	Artefatos de Ferro e Aço
Tekno S.A. – Indústria e Comércio	TEKNO	Artefatos de Ferro e Aço
CIA Ferro Ligas da Bahia – FERBASA	FERBASA	Siderurgia
CIA Siderurgia Nacional	SID NACIONAL	Siderurgia
GERDAU S.A.	GERDAU	Siderurgia
Metalurgica Gerdau S.A.	GERDAU MET	Siderurgia
Usinas SID de Minas Gerais S.A. – USIMINAS	USIMINAS	Siderurgia

Fonte: BM&FBovespa (www.bm&fbovespa.com.br).

Os dados foram coletados por meio do ECONOMÁTICA[®]. Os dados foram obtidos das demonstrações contábeis consolidadas, Balanço Patrimonial e Demonstração do Resultado do Exercício. Foram extraídos os indicadores econômico-financeiros de liquidez, endividamento, rentabilidade e atividade. De cada grupo foram extraídos tres indicadores formando um grupo de 12 indicadores analisados: (a) liquidez: liquidez seca, liquidez corrente, liquidez geral, (b) endividamento: imobilização do patrimônio líquido, participação de capital de terceiros, composição do endividamento, (c) rentabilidade: margem líquida, retorno sobre o ativo, retorno sobre o patrimônio líquido, (d) atividade: prazo médio de estoques, prazo médio de fornecedores e prazo médio de recebimento. Estes foram calculados conforme fórmulas extraídas de Matarazzo (2008) apresentadas no Quadro 2.

Quadro 2: Indicadores, referências e suas respectivas fórmulas utilizadas para o cálculo

	<p>Liquidez Seca: Iudícibus (1998); Brigham e Houston (1999); Assaf Neto e Siva (2002); Assaf Neto (2003); Gitman (2004); Silva (2005); Marion (2005); Brigham e Ehrhardt (2006); Matarazzo (2008).</p>	$LS = \frac{\text{Ativo Circulante} - \text{Estoques}}{\text{Passivo Circulante}}$
Liquidez	<p>Liquidez Corrente: Iudícibus (1998); Brigham e Houston (1999); Assaf Neto e Siva (2002); Assaf Neto (2003); Gitman (2004); Silva (2005); Marion (2005); Brigham e Ehrhardt (2006); Matarazzo (2008).</p>	$LC = \frac{\text{Ativo Circulante}}{\text{Passivo Circulante}}$
	<p>Liquidez Geral: Iudícibus (1998); Assaf Neto (2003); Silva (2005); Marion (2005); Matarazzo (2008).</p>	$LG = \frac{\text{Ativo Circulante} + \text{Realizável a Longo Prazo}}{\text{Passivo Circulante} + \text{Exigível a Longo Prazo}}$
	<p>Imobilização do Patrimônio Líquido: Silva (2005); Matarazzo (2008).</p>	$IPL = \frac{\text{Ativo Permanente}}{\text{Patrimônio Líquido}} \times 100$
Endividamento	<p>Participação de Capital de Terceiros: Iudícibus (1998); Brigham e Houston (1999); Assaf Neto (2003); Silva (2005); Matarazzo (2008).</p>	$PCT = \frac{\text{Passivo Circulante} + \text{Passivo Não Circulante}}{\text{Patrimônio Líquido}} \times 100$
	<p>Composição do Endividamento: Iudícibus (1998); Silva (2005); Marion (2005); Matarazzo (2008).</p>	$CE = \frac{\text{Passivo Circulante}}{\text{Passivo Circulante} + \text{Passivo Não Circulante}} \times 100$
	<p>Margem Líquida: Iudícibus (1998); Brigham e Houston (1999); Assaf Neto (2003); Silva (2005); Marion (2005); Brigham e Ehrhardt (2006); Matarazzo (2008).</p>	$ML = \frac{\text{Lucro Líquido}}{\text{Vendas Líquidas}} \times 100$
Rentabilidade	<p>Retorno sobre o Ativo: Brigham e Houston (1999); Assaf Neto (2003); Silva (2005); Marion (2005); Matarazzo (2008).</p>	$ROA = \frac{\text{Lucro Líquido}}{\text{Ativo Total}} \times 100$
	<p>Retorno sobre o Patrimônio Líquido: Iudícibus (1998); Brigham e Houston (1999); Assaf Neto (2003); Silva (2005); Marion (2005); Matarazzo (2008).</p>	$ROE = \frac{\text{Lucro Líquido}}{\text{Patrimônio Líquido}} \times 100$
	<p>Prazo Médio de Estoques: Iudícibus (1998); Assaf Neto (2003); Silva (2005); Marion (2005); Matarazzo (2008).</p>	$PME = \frac{\text{Estoques}}{\text{Custo das mercadorias vendidas}} \times 360$
Atividade	<p>Prazo Médio de Fornecedores: Iudícibus (1998); Assaf Neto (2003); Gitman (2004); Silva (2005); Marion (2005); Matarazzo (2008).</p>	$PMF = \frac{\text{Fornecedores}}{\text{Compras}} \times 360$
	<p>Prazo Médio de Recebimento: Iudícibus (1998); Brigham e Houston (1999); Assaf Neto (2003); Gitman (2004); Silva (2005); Marion (2005); Brigham e Ehrhardt (2006); Matarazzo (2008)</p>	$PMR = \frac{\text{Duplicatas a receber}}{\text{Vendas}} \times 360$

Fonte: Matarazzo (2008).



Após a extração dos indicadores os dados foram submetidos a análise sobre a qual discorre-se doravante.

6. ANÁLISE DE RESULTADOS

A análise de dados referentes aos indicadores de liquidez, endividamento, rentabilidade e atividade acabam por formar a matriz de pagamentos do jogo vetorial.

$$P = \begin{bmatrix} (1.02, 1.10, 0.53) & (94.95, 186.42, 84.79) & (-5.12, -4.93, 14.13) & (124.64, 158.73, 40.23) \\ (1.02, 1.12, 0.54) & (94.64, 227.86, 57.28) & (-3.95, -5.64, 18.48) & (69.52, 17.59, 48.40) \\ (0.74, 1.16, 0.97) & (657.10, 2388.88, 46.66) & (31.39, 21.99, 547.40) & (52.77, 70.64, 41.02) \\ (0.41, 0.64, 0.58) & (143.29, 158.06, 61.41) & (0.17, 0.09, 0.24) & (18.29, 51.66, 20.10) \\ (1.55, 2.20, 1.68) & (44.96, 98.41, 68.79) & (4.13, 4.48, 8.89) & (66.68, 39.33, 69.19) \\ (0.76, 1.35, 0.93) & (114.15, 64.45, 46.20) & (16.58, 3.26, 5.36) & (240.57, 23.17, 29.85) \\ (5.84, 7.91, 6.66) & (36.19, 13.13, 70.24) & (14.51, 8.45, 9.56) & (86.38, 21.37, 65.95) \\ (5.59, 6.90, 4.39) & (42.98, 12.39, 63.28) & (12.09, 6.55, 7.36) & (149.13, 19.35, 60.31) \\ (0.63, 3.30, 2.74) & (226.57, 447.27, 15.91) & (-2.84, -0.97, -5.33) & (106.76, 58.38, 38.24) \\ (0.85, 2.10, 0.94) & (68.37, 84.36, 32.20) & (3.94, 2.82, 5.20) & (97.72, 33.14, 35.03) \\ (0.78, 1.80, 0.81) & (73.42, 99.01, 34.38) & (3.51, 2.50, 4.97) & (97.72, 33.14, 35.03) \\ (0.93, 1.99, 1.30) & (89.95, 77.03, 37.88) & (-4.18, -1.62, -2.87) & (112.95, 68.23, 44.42) \end{bmatrix}$$

Estes dados são referentes ao exercício 2012. Os valores são adimensionais, ou seja, não possuem uma unidade em especial. Contudo, cada indicador será transformado por meio de uma contração de Lipschitz $d(f(x), f(y)) \leq kd(x, y)$.

Basicamente a contração é feita usando o teorema de Tales, ou seja, em cada um dos 12 indicadores há um máximo i_j^+ ; $j = 1, \dots, 12$ e um mínimo i_j^- ; $j = 1, \dots, 12$. Fazendo $f(i_j^-) = 0$ e $f(i_j^+) = 1$, assim $f(i_j) = \frac{i_j - i_j^-}{i_j^+ - i_j^-}$.

No caso dos indicadores de endividamento pretende-se quanto menor melhor, logo a formulação passa a ser $f(i_j) = 1 - \frac{i_j - i_j^-}{i_j^+ - i_j^-}$. Isto também é aplicado ao indicador PME (prazo médio de estoques) e PMR (prazo médio de recebimento).

Assim, a matriz de pagamentos fica definida:

$$P = \begin{bmatrix} (0.11, 0.06, 0) & (0.91, 0.93, 0) & (0.55, 0.56, 0.96) & (0.52, 1, 0.59) \\ (0.11, 0.07, 0.00) & (0.91, 0.91, 0.40) & (0.57, 0.54, 0.95) & (0.77, 0, 0.42) \\ (0.06, 0.07, 0.07) & (0, 0, 0.55) & (0, 0, 0) & (0.84, 0.38, 0.57) \\ (0, 0, 0.01) & (0.83, 0.94, 0.34) & (0.66, 0.73, 0.98) & (1, 0.24, 1) \\ (0.21, 0.22, 0.19) & (0.99, 0.96, 0.23) & (0.74, 0.87, 1.00) & (0.78, 0.15, 0) \\ (0.06, 0.10, 0.07) & (0.87, 0.98, 0.56) & (1, 0.83, 0.99) & (0, 0.04, 0.80) \\ (1, 1, 1) & (1, 1, 0.21) & (0.96, 1, 1) & (0.69, 0.03, 0.07) \\ (0.95, 0.86, 0.63) & (0.99, 1, 0.31) & (0.91, 0.94, 1.00) & (0.41, 0.01, 0.18) \\ (0.04, 0.37, 0.36) & (0.69, 0.82, 1) & (0.60, 0.69, 0.97) & (0.60, 0.29, 0.63) \\ (0.08, 0.20, 0.07) & (0.95, 0.96, 0.76) & (0.74, 0.82, 0.99) & (0.64, 0.11, 0.70) \\ (0.07, 0.16, 0.05) & (0.94, 0.96, 0.73) & (0.73, 0.80, 0.99) & (0.64, 0.11, 0.70) \\ (0.10, 0.19, 0.13) & (0.91, 0.97, 0.68) & (0.57, 0.67, 0.98) & (0.57, 0.36, 0.50) \end{bmatrix}$$

A aplicação do modelo também não é imediata, pois como serão avaliados as ternas compostas por cada grupo de indicadores, ter-se-á:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & v_1, \dots, v_k \\ \text{Sujeito a:} \quad & x^t A(s) \geq (v_k, \dots, v_k) s = 1, \dots, k; k = 1, \dots, 4 \\ & \text{(grupo de indicadores)} \\ & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \\ & x \geq 0 \end{aligned}$$

Logo sua construção resulta em:

$$\text{Max } Z = \{\text{Liquidez, Endividamento, Rentabilidade, Atividade}\}$$

Denominando v_1 : Liquidez; v_2 : Endividamento; v_3 : Rentabilidade e v_4 : Atividade, tem-se como função objetivo múltipla:

$$\text{Max } Z = v_1, v_2, v_3, v_4$$

Como os indicadores são independentes entre si e todos tomados na mesma escala:

$$\text{Max } Z = v_1 + v_2 + v_3 + v_4$$

$$\begin{aligned} \text{Sujeito a: } & 0,11x_1 + 0,11x_2 + 0,06x_3 + 0,21x_5 + 0,06x_6 + x_7 + 0,95x_8 \\ & + 0,04x_9 + 0,08x_{10} + 0,07x_{11} + 0,10x_{12} - v_1 \geq 0 \\ & 0,06x_1 + 0,07x_2 + 0,07x_3 + 0,22x_5 + 0,10x_6 + x_7 + 0,86x_8 \\ & + 0,37x_9 + 0,20x_{10} + 0,16x_{11} + 0,19x_{12} - v_1 \geq 0 \\ & 0,07x_3 + 0,01x_4 + 0,19x_5 + 0,07x_6 + x_7 + 0,63x_8 \\ & + 0,36x_9 + 0,07x_{10} + 0,05 + 0,13x_{12} - v_1 \geq 0 \\ & 0,91x_1 + 0,91x_2 + 0,83x_4 + 0,99x_5 + 0,87x_6 + x_7 + 0,99x_8 \\ & + 0,69x_9 + 0,95x_{10} + 0,94x_{11} + 0,01x_{12} - v_2 \geq 0 \\ & 0,93x_1 + 0,91x_2 + 0,94x_4 + 0,96x_5 + 0,98x_6 + x_7 + 1x_8 \\ & + 0,82x_9 + 0,96x_{10} + 0,96x_{11} + 0,97x_{12} - v_2 \geq 0 \\ & 0,40x_2 + 0,55x_3 + 0,34x_4 + 0,23x_5 + 0,56x_6 + 0,21x_7 \\ & + 0,31x_8 + 1x_9 + 0,76x_{10} + 0,73x_{11} + 0,68x_{12} - v_2 \geq 0 \\ & 0,55x_1 + 0,57x_2 + 0,66x_4 + 0,74x_5 + x_6 + 0,96x_7 \\ & + 0,91x_8 + 0,60x_9 + 0,74x_{10} + 0,73x_{11} + 0,57x_{12} - v_3 \geq 0 \\ & 0,56x_1 + 0,54x_2 + 0,73x_4 + 0,87x_5 + 0,83x_6 + x_7 + 0,94x_8 \\ & + 0,69x_9 + 0,82x_{10} + 0,80x_{11} + 0,67x_{12} - v_3 \geq 0 \\ & 0,96x_1 + 0,95x_2 + 0,98x_4 + x_5 + 0,99x_6 + x_7 + x_8 \\ & + 0,97x_9 + 0,99x_{10} + 0,99x_{11} + 0,98x_{12} - v_3 \geq 0 \\ & 0,52x_1 + 0,77x_2 + 0,84x_3 + x_4 + 0,78x_5 + 0,69x_7 + 0,41x_8 \\ & + 0,60x_9 + 0,64x_{10} + 0,64x_{11} + 0,57x_{12} - v_4 \geq 0 \\ & x_1 + 0,38x_3 + 0,24x_4 + 0,15x_5 + 0,04x_6 + 0,03x_7 + 0,01x_8 \\ & + 0,29x_9 + 0,11x_{10} + 0,11x_{11} + 0,36x_{12} - v_4 \geq 0 \\ & 0,59x_1 + 0,42x_2 + 0,57x_3 + x_4 + 0,80x_6 + 0,07x_7 \\ & + 0,18x_8 + 0,63x_9 + 0,70x_{10} + 0,70x_{11} + 0,50x_{12} - v_4 \geq 0 \\ & x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6 + x_7 + x_8 + x_9 + x_{10} \\ & + x_{11} + x_{12} = 1 \\ & x_i \geq 0 (i = 1, \dots, 12) \end{aligned}$$

Coincidentemente o PPL possui 12 variáveis, contudo essas representam cada uma das empresas, a saber: Paranapanema (x_1), Fibam (x_2), Mangels (x_3), Duque (x_4), Panatlântica (x_5), Aliperti (x_6), Tekno (x_7), Ferbasa (x_8), Siderurgia Nacional (x_9), Gerdau (x_{10}), Gerdau Met. (x_{11}) e Usiminas (x_{12}).

A solução do PPL traz o vetor de estratégias:

$$x^* = [x_1 x_2 \dots x_{12}]^t$$



Cada um dos $x_i, i = 1, \dots, 12$ representa uma probabilidade de adoção da estratégia i . A análise é feita em ordem decrescente, ou seja, as probabilidades apontarão se o problema admite uma estratégia pura ($p_i = 1$) ou uma estratégia mista ($\sum_{i=1}^{12} x_i = 1$). Caso a solução for a estratégia pura, tem-se a empresa mais bem posicionada durante a rodada. O mesmo ocorre quando a solução apontada for mista, a estratégia mais bem avaliada, dará como retorno a empresa mais bem posicionada contabilmente na rodada, voltando as demais para a cesta de estratégias.

O resultado do modelo na forma de problemas de programação linear (PPLs) gerou o *ranking* que levou ao seguinte posicionamento contábil das empresas investigadas.

Quadro 3: Resultados referentes a aplicação do modelo.

Posição	Empresa	Variável	Z*	Estratégia
1	Tekno	$x_7 = 1$	2,19	Pura
2	Siderúrgica Nacional	$x_9 = 0,502$	2,05	Mista
3	Ferbasa	$x_8 = 1$	1,86	Pura
4	Usiminas	$x_{12} = 1$	1,70	Pura
5	Gerdau	$x_{10} = 1$	1,67	Pura
6	Gerdau Met	$x_{11} = 0,689$	1,63	Mista
7	Paranapanema	$x_1 = 0,398$	1,50	Mista
8	Aliperti	$x_6 = 0,941$	1,49	Mista
9	Panatlântica	$x_5 = 0,831$	1,30	Mista
10	Duque	$x_4 = 1$	1,23	Pura
11	Fibam	$x_2 = 0,522$	0,97	Mista
12	Mangels	$x_3 = 1$	–	–

Fonte: Dados da pesquisa.

Assim, na presença de n empresas, haverá um total de $(n - 1)$ rodadas, ou seja, são resolvidos no caso do modelo um total de 11 PPLs, usando o software PLM 3.0 (Programação Linear e Mista v. 3.0).

A análise ainda inclui o valor da informação, onde o modelo fica transformado em:

$$\begin{aligned}
 P(\lambda) : \quad & \text{Max } Z = \sum_{s=1}^k \lambda_s v_s \\
 \text{Sujeito a: } & x^t A(s) \geq (v_s, \dots, v_s); s = 1, \dots, k; k = 1, \dots, 4 \\
 & \sum_{i=1}^n x_i = 1 \\
 & x_i \geq 0
 \end{aligned}$$

No modelo $\lambda \in \Lambda^0 = \{\lambda \in \mathbb{R}^k : \lambda_s > 0; \sum_{s=1}^k \lambda_s = 1\}$. Os valores de $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ e λ_4 são obtidos por meio da variância dos dados normalizados de cada bloco de indicadores.

Ao tratar de problemas decisórios em cenários complexos em que muitos critérios estão em tratamento, o peso da importância do atributo (λ_i), conferido ao i -ésimo atributo como medida de importância relativa em uma dada situação de decisão, é diretamente relacionada a quantidade de informação intrínseca gerada por um conjunto de possíveis alternativas de cada i -ésimo atributo e em paralelo, a subjetividade associada a importância, reflete a cultura, psicologia e meio em que vive o tomador de decisão.

A importância do atributo se torna operacional somente se a quantidade intrínseca da informação transmitida para o tomador de decisão do i -ésimo atributo pode ser mensurado. Pode-se ajustar uma medida de entropia para concordar com o propósito.

Quanto mais distintos e diferenciados forem os escores, ou seja, quanto maior for o contraste de intensidade entre os valores do i -ésimo atributo, maior é a soma da “informação decisória” contida nela e transmitida pelo atributo.

Seja $d_i = (d_i^1, d_i^2, \dots, d_i^m)$ os valores normalizados, onde: $d_i^k = \frac{x_i^k}{x_i^*}$, que caracteriza o conjunto D , em termos do i -ésimo atributo. Define-se $D_i = \sum_{k=1}^m d_i^k; i = 1, 2, \dots, n$. A medida de entropia do contraste de intensidade para o i -ésimo atributo é calculado por $e(d_i) = -\alpha \sum_{k=1}^m \frac{d_i^k}{D_i} \ln\left(\frac{d_i^k}{D_i}\right)$, onde $\alpha = \frac{1}{e_{\max}} > 0$ e $e_{\max} = \ln(m)$. Lembrando ainda que $0 \leq d_i^k \leq 1$ e $d_i^k \geq 0$. Caso todos os d_i^k forem iguais para um dado i , então $\frac{d_i^k}{D_i} = \frac{1}{n}$ e $e(d_i)$ assume valor máximo, isto é, $e_{\max} = \ln(m)$. Ao se fixar $\alpha = \frac{1}{e_{\max}}$, determina-se $0 \leq e(d_i) \leq 1$ para todos os d_i 's. Essa normalização é necessária para efeito comparativo. A entropia total de D é definida por: $E = \sum_{i=1}^n e(d_i)$. Há duas observações a serem feitas, a primeira é a de que quanto maior for $e(d_i)$, menor é a informação transmitida pelo i -ésimo atributo e a segunda é o caso $e(d_i) = e_{\max} = \ln(m)$, então o i -ésimo atributo não transmite informação e pode ser removida da análise decisória. Devido ao peso λ_i ser inversamente relacionado a $e(d_i)$, usa-se $1 - e(d_i)$ ao invés de $e(d_i)$ e normaliza-se para assegurar que $0 \leq \lambda_i \leq 1$ e $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$. Assim: $\lambda_i = \frac{1}{n-E} [1 - e(d_i)] = \frac{[1 - e(d_i)]}{n-E}$ (Kroenke et al., 2013).

A entropia associada a cada lote de indicadores é dado por:

$$e(\text{liquidez}) = 0,8681069$$

$$e(\text{endividamento}) = 0,960037$$

$$e(\text{rentabilidade}) = 0,969933$$

$$e(\text{atividade}) = 0,916057$$

A soma das entropias é dada por $E = 3,656717$. Aplicando a fórmula $\lambda_i = \frac{[1 - e(d_i)]}{n - E}$, tem-se o valor dos pesos da informação:

$$\lambda_1 = 0,55147 \lambda_2 = 0,116415 \lambda_3 = 0,087587 \lambda_4 = 0,244529$$



Chega-se ao modelo ponderado:

$$\begin{aligned}
 \text{Max } Z = & 0,55147v_1 + 0,116415v_2 + 0,087587v_3 + 0,244529v_4 \\
 \text{Sujeito a: } & 0,11x_1 + 0,11x_2 + 0,06x_3 + 0,21x_5 + 0,06x_6 \\
 & + x_7 + 0,95x_8 + 0,04x_9 + 0,08x_{10} + 0,07x_{11} + 0,10x_{12} - v_1 \geq 0 \\
 & 0,06x_1 + 0,07x_2 + 0,07x_3 + 0,22x_5 + 0,10x_6 + x_7 + 0,86x_8 \\
 & + 0,37x_9 + 0,20x_{10} + 0,16x_{11} + 0,19x_{12} - v_1 \geq 0 \\
 & 0,07x_3 + 0,01x_4 + 0,19x_5 + 0,07x_6 + x_7 + 0,63x_8 + 0,36x_9 \\
 & + 0,07x_{10} + 0,05 + 0,13x_{12} - v_1 \geq 0 \\
 & 0,91x_1 + 0,91x_2 + 0,83x_4 + 0,99x_5 + 0,87x_6 + x_7 + 0,99x_8 \\
 & + 0,69x_9 + 0,95x_{10} + 0,94x_{11} + 0,01x_{12} - v_2 \geq 0 \\
 & 0,93x_1 + 0,91x_2 + 0,94x_4 + 0,96x_5 + 0,98x_6 + x_7 + 1x_8 \\
 & + 0,82x_9 + 0,96x_{10} + 0,96x_{11} + 0,97x_{12} - v_2 \geq 0 \\
 & 0,40x_2 + 0,55x_3 + 0,34x_4 + 0,23x_5 + 0,56x_6 + 0,21x_7 + 0,31x_8 \\
 & + 1x_9 + 0,76x_{10} + 0,73x_{11} + 0,68x_{12} - v_2 \geq 0 \\
 & 0,55x_1 + 0,57x_2 + 0,66x_4 + 0,74x_5 + x_6 + 0,96x_7 + 0,91x_8 \\
 & + 0,60x_9 + 0,74x_{10} + 0,73x_{11} + 0,57x_{12} - v_3 \geq 0 \\
 & 0,56x_1 + 0,54x_2 + 0,73x_4 + 0,87x_5 + 0,83x_6 + x_7 + 0,94x_8 \\
 & + 0,69x_9 + 0,82x_{10} + 0,80x_{11} + 0,67x_{12} - v_3 \geq 0 \\
 & 0,96x_1 + 0,95x_2 + 0,98x_4 + x_5 + 0,99x_6 + x_7 + x_8 + 0,97x_9 \\
 & + 0,99x_{10} + 0,99x_{11} + 0,98x_{12} - v_3 \geq 0 \\
 & 0,52x_1 + 0,77x_2 + 0,84x_3 + x_4 + 0,78x_5 + 0,69x_7 + 0,41x_8 \\
 & + 0,60x_9 + 0,64x_{10} + 0,64x_{11} + 0,57x_{12} - v_4 \geq 0 \\
 & x_1 + 0,38x_3 + 0,24x_4 + 0,15x_5 + 0,04x_6 + 0,03x_7 + 0,01x_8 \\
 & + 0,29x_9 + 0,11x_{10} + 0,11x_{11} + 0,36x_{12} - v_4 \geq 0 \\
 & 0,59x_1 + 0,42x_2 + 0,57x_3 + x_4 + 0,80x_6 + 0,07x_7 + 0,18x_8 \\
 & + 0,63x_9 + 0,70x_{10} + 0,70x_{11} + 0,50x_{12} - v_4 \geq 0 \\
 & x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6 + x_7 + x_8 + x_9 + x_{10} \\
 & + x_{11} + x_{12} = 1 \\
 & x_i \geq 0 (i = 1, \dots, 12)
 \end{aligned}$$

A análise dos resultados e a determinação do posicionamento é feito de mesmo modo ao modelo original.

O mesmo modelo, com a inclusão do valor da informação gerou o *ranking* apresentado a seguir.

Analisando os Quadros 3 e 4, é possível verificar modificações no *ranking* de posicionamento das empresas, contudo nenhuma modificação significativa é percebida. Destaca-se que a empresa Panatlântica passou da 9a posição no primeiro *ranking* para a 6a posição no segundo. O coeficiente de correlação ordinal de Kendall é de $\tau = 0,758$, significante ao nível de 1%.

7. CONCLUSÕES

A classificação das empresas por meio de indicadores econômico-financeiros pode, sem dúvida, ser elaborada por estudiosos da contabilidade, que por meio de seus métodos e técnicas levam a *rankings* semelhantes aos obtidos por este artigo. Entretanto, o incremento da cesta de indicadores, da ampliação do horizonte temporal e inclusão de mais empresas no conjunto em investigação fará com que

Quadro 4: Resultados referentes a aplicação do modelo (com uso do valor da informação).

Posição	Empresa	Variável	Z*	Estratégia
1	Tekno	$x_7 = 1$	0,67	Pura
2	Ferbasa	$x_8 = 1$	0,47	Pura
3	Siderúrgica Nacional	$x_9 = 0,526$	0,30	Mista
4	Usiminas	$x_{12} = 0,738$	0,29	Mista
5	Paranapanema	$x_1 = 0,534$	0,26	Mista
6	Panatlântica	$x_5 = 0,791$	0,23	Mista
7	Gerdau	$x_{10} = 1$	0,22	Pura
8	Gerdau Met	$x_{11} = 1$	0,20	Pura
9	Aliperti	$x_6 = 0,637$	0,18	Mista
10	Mangels	$x_3 = 0,470$	0,17	Mista
11	Duque	$x_4 = 1$	0,15	Pura
12	Fibam	$x_2 = 1$	–	–

Fonte: Dados da pesquisa.

o nível de dificuldade aumente em forma diretamente proporcional, inviabilizando a análise frente às limitações do raciocínio humano dada a complexidade do cenário em estudo. Daí a importância da elaboração de uma metodologia (conjunto de métodos) de auxílio a decisão.

O objetivo de definir o posicionamento contábil das empresas de metalurgia e siderurgia por meio de jogos vetoriais foi atendido quando da aplicação do modelo. Este determinou a seguinte classificação: Tekno (1a), Siderúrgica Nacional (2a), Ferbasa (3a), Usiminas (4a), Gerdau (5a), Gerdau Met (6a), Paranapanema (7a), Aliperti (8a), Panatlântica (9a), Duque (10a), Fibam (11a) e Mangels (12a). Ao incluir o valor da informação no mesmo modelo, o *ranking* ficou alterado, passando a 5a posição a empresa Paranapanem, Panatlântica (6a), Gerdau (7a), Gerdau Met (8a), Aliperti (9a), Mangels (10a) Duque (11a) e Fibam (12a), guardando entre si correlação ordinal $\tau = 75,8\%$.

BIBLIOGRAFIA

- Assaf Neto, A. (2003). *Finanças corporativas e valor*. São Paulo: Atlas.
- Barros, A. J. S. & Lehfeld, N. A. S. (2000). *Fundamentos de metodologia científica: um guia para a iniciação científica*. São Paulo: Makron Books, 2 ed.
- Brigham, E. F. & Ehrhardt, M. C. (2006). *Administração Financeira: teoria e prática*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning.
- Brigham, E. F. & Houston, J. F. (1999). *Fundamentos da moderna administração financeira*. Rio de Janeiro: Campus.
- Fernández, F., Monroy, L., & Puerto, J. (1998). Multicriteria goal games. *Journal of Optimization Theory and Applications*, 99(2):403–421.
- Fernández, F. & Monroy, L. (2009). Multi-criteria simple games. In *Multiobjective programming and goal programming: theoretical results and practical applications*. Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.
- Fudenberg, D. & Tirole, J. (1991). *Game Theory, Massachusetts*. The MIT Press.



- Ghose, D. B. (1991). A necessary and sufficient condition for Pareto-optimal security strategies in multicriteria matrix games. *Journal of Optimization Theory and Applications*, 68(3):463–481.
- Ghose, D. B. & Prasad, U. (1989). Solution concepts in two-person multicriteria games. *Journal of Optimization Theory and Applications*, 63(2):167–189.
- Gitman, L. J. (2004). *Princípios de administração financeira*. São Paulo: Addison Wesley, 10 ed.
- Harsanyi, J. C. (1977). *Rational Behavior and Bargaining Equilibrium in Games and Social Situations*. New York: Cambridge University Press.
- Harsanyi, J. C. & Selten, R. (1988). *A general theory of equilibrium selection in games*, volume 1. The MIT Press.
- Iudícibus, S. (1998). *Análise de balanços*. São Paulo: Atlas, 8 ed.
- Kroenke, A., Hein, N., & Wilhelm, V. E. (2013). Multicriteria analysis in the logistics of the reconstruction of zones affected by natural tragedies. In *26th European Conference on Operational Research*, Roma. EURO-INFORMS.
- Marion, J. (2005). *Análise das Demonstrações Contábeis: contabilidade empresarial*. São Paulo: Atlas, 3 ed.
- Matarazzo, D. C. (2008). *Análise financeira de balanços: abordagem gerencial*. São Paulo: Atlas, 7 ed.
- Neumann, J. V. & Morgenstern, O. (1944). *Theory of games and economic behavior*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Richardson, R. J. (1989). *Pesquisa social: métodos e técnicas*. Atlas, 2 ed.
- Silva, J. P. (2005). *Análise Financeira das Empresas*. São Paulo: Atlas, 6 ed.
- Silveira, A. (coord.). (2004). *Roteiro básico para apresentação e editoração de teses, dissertações e monografias*. Blumenau: Edifurb, 2 ed.
- Zeleny, M. (1982). Multiple criteria decision making. In *Human Systems Management*. New York: McGraw-Hill.

Uma Nota Sobre o Impacto do Comércio Internacional no Crescimento de Economias em Desenvolvimento*

ALEXANDRE LOURES[†]
ERIK FIGUEIREDO[‡]

Sumário: 1. Introdução; 2. Especificação empírica; 3. Resultados; 4. Conclusão.

Palavras-chave: Modelo estrutural; Crescimento econômico; Bem-estar.

Códigos JEL: C33, C55, F14, F15.

Esta nota investiga o impacto do comércio internacional sobre o crescimento econômico de um grupo de países em desenvolvimento. Para tanto, emprega-se o modelo estrutural proposto por Anderson et al. (2014). Os resultados indicam que o crescimento é estimulado pelo comércio bilateral. Os exercícios contrafactuais sugerem que a liberalização comercial, seja ela fruto de uma redução dos custos do *North American Free Trade Agreement* (NAFTA), ou de um processo de hiperglobalização, possui um impacto expressivo e positivo sobre o bem-estar social para alguns dos países analisados. No caso do Brasil, a melhora no bem-estar é de 0,25% e 9,13%, respectivamente. Em geral, os resultados demonstram que o comércio internacional pode ser utilizado como instrumento para alavancar o crescimento do PIB e o bem-estar dos países.

This paper investigates the impact of international trade on the economic growth of a group of developing countries. For this, the structural model proposed by Anderson et al. (2014) is used. The results indicate that growth is stimulated by bilateral trade. Counterfactual exercises suggest that trade liberalization, whether it results from reduced NAFTA costs or a hyperglobalization process, has a significant and positive impact on social welfare for some of the countries analyzed. In the case of Brazil, the improvement in welfare is 0.25% and 9.13%, respectively. Overall, the results demonstrate that international trade can be used as a tool to leverage GDP growth and the welfare of countries.

1. INTRODUÇÃO

Os novos modelos de economia internacional têm abordado a relação comércio/crescimento econômico a partir de duas vias. As abordagens desagregadas, com firmas heterogêneas e diferenciação de produtos, demonstram que a abertura comercial induz uma realocação de recursos intra-indústria, onde as firmas mais produtivas direcionam seus produtos para o setor exportador, enquanto as menos produtivas ofertam seus produtos no mercado interno. Seguindo a tradição de Melitz (2003), postula-se que esse processo constitui um novo canal não só para o crescimento do PIB, como também para a distribuição da renda (ver Helpman et al., 2017). Contudo, como discutido em Melitz e Redding (2015), as implicações em termos de bem-estar social têm permanecido sem respostas.

*O do-file desta nota está disponível on-line neste link: <http://www.rodriguesloures.com/research>. Os autores são gratos ao suporte financeiro do CNPq por meio do projeto 441473/2014-8.

[†]Universidade Federal de Viçosa, Brasil. Bolsista CAPES/PNPD. E-mail: alexandre.loures@ymail.com

[‡]Universidade Federal da Paraíba, Brasil. Pesquisador do CNPq. E-mail: eafigueiredo@gmail.com



Sob o ponto de vista agregado, a introdução do comércio como fator explicativo para o crescimento é iniciada por Thirlwall (1979) e, mais recentemente, pelo artigo de Frankel e Romer (1999). Nesse último o canal de causalidade se dá no sentido do comércio para o crescimento, sem uma justificativa teórica sólida. Na literatura gravitacional, em especial em Baldwin (2004), não há um consenso sobre o sentido da relação causal entre essas duas variáveis e; assim como na abordagem empírica de Frankel e Romer (1999), a principal limitação reside em uma possível causalidade reversa entre comércio e crescimento. Essa limitação perdurou até a publicação do estudo de Anderson et al. (2014) que propõe uma abordagem teórica estrutural, combinando o modelo gravitacional de Anderson e van Wincoop (2003) com os modelos de crescimento desenvolvidos por Lucas e Prescott (1971) e Hercowitz e Sampson (1991).

O seu diferencial consiste no conceito de “causalidade circular e cumulativa”, isto é, o comércio afeta o crescimento a partir do seguinte mecanismo: i) um aumento no fluxo comercial – via acordos de comércio bilaterais, por exemplo –, promoverá mudanças (e.g. reduções) nos custos de comércio; ii) essas alterações impactarão nos preços ao consumidor e ao produtor, produzindo efeitos ambíguos sobre a acumulação de capital (maiores detalhes na seção 2). Contudo, mesmo sob um cenário caracterizado pela redução da acumulação de capital, os custos comerciais mais baixos permitirão que mais firmas ingressem no mercado internacional, dando início ao processo de realocação de recursos preconizado por Melitz (2003); iii) por fim, uma economia com firmas mais produtivas apresentará maiores taxas de crescimento com rebatimentos diretos sobre as importações e exportações.

Resumidamente, este canal de causalidade presume uma relação simultânea entre comércio e crescimento – causalidade circular e cumulativa –, e, de certa forma, promove o “encontro” entre as abordagens desagregada e agregada descritas nos parágrafos anteriores. Sua principal vantagem, no entanto, reside na conexão clara entre os impactos do comércio sobre o bem-estar social. Os resultados empíricos obtidos por Anderson et al. (2014) indicam que se houver uma redução de 4% em todos os custos comerciais, as transações bilaterais aumentarão em aproximadamente 16,3%. Para o bem-estar os resultados reportados demonstram que as grandes economias tiveram os menores aumentos, Estados Unidos da América apenas 0,15%, enquanto que as pequenas economias registraram os maiores aumentos, destacando Bélgica com 4%. Grosso modo, os ganhos de bem-estar situaram-se em um intervalo de variação de 0,15% a 4%.

Diante disso, esta nota propõe analisar o impacto do comércio sobre o crescimento econômico de um grupo de países emergentes. São eles: Argentina, Brasil, China, Colômbia, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, África do Sul, Tailândia e Turquia. A escolha desse grupo de países se justifica por duas razões. Primeiro, pela importância do crescimento econômico como promotor do bem-estar de nações em desenvolvimento Chatterjee e Turnovsky (2005). Segundo, por eles representarem, em 2010, 21% das importações mundiais de mercadorias e 22% do Produto Interno Bruto (PIB) mundial Bown e Crowley (2014). De uma forma mais específica, o primeiro objetivo é analisar qual o impacto do comércio bilateral no crescimento do produto a partir da abordagem estrutural de Anderson et al. (2014). Em seguida serão realizadas simulações de impactos do comércio bilateral sobre o bem-estar econômico.

Isso posto, a nota está organizada da seguinte forma. Na Seção 2 apresentam-se o modelo teórico e as especificações econométricas utilizadas nas análises. A Seção 3 traz os resultados, as discussões e as simulações contrafactuais. Por fim, na Seção 4 são feitas considerações finais.

2. ESPECIFICAÇÃO EMPÍRICA

Utilizam-se como regressores, para o modelo gravitacional, variáveis padrão tais como: uma *dummy*, que assume um caso o par de países possua algum acordo e zero caso contrário, para captar o efeito dos acordos comerciais sobre o comércio ($rt_{ij,t}$), o logaritmo da distância caracterizando os impactos dessa variável sobre o comércio ($ldist_{ij}$), uma *dummy*, que assume um caso o par de países presente

histórico de metrópole e colônia e zero em caso contrário, capturando o efeito dos laços coloniais sobre o comércio ($clny_{ij}$), uma *dummy*, que assume um caso o par de países seja fronteiriço e zero em caso contrário, para captar o efeito da contiguidade sobre o comércio ($cntg_{ij}$) e uma *dummy*, que assume um para o caso em que o par de países possua o mesmo idioma e zero caso contrário, capturando o efeito do idioma sobre o comércio ($idioma_{ij}$). Ainda conforme a literatura, são utilizados como variáveis independentes efeitos fixos de origem variando no tempo ($\Gamma_{i,t}$) bem como efeitos fixos de destino variando no tempo ($\Lambda_{j,t}$). Por fim, emprega-se um termo de erro ($\epsilon_{ij,t}$). Logo, a especificação econométrica para o comércio internacional é dada por:

$$x_{ij,t} = \exp(\beta_0 rta_{ij,t} + \beta_1 ldist_{ij} + \beta_2 clny_{ij} + \beta_3 cntg_{ij} + \beta_4 idioma_{ij} + \Gamma_{i,t} + \Lambda_{j,t}) + \epsilon_{ij,t}, \quad (1)$$

em que $x_{ij,t}$ representa o fluxo comercial entre o par de países i e j no período t . Além disso, segundo Anderson et al. (2015) os termos de resistências multilaterais externos e internos podem ser recuperados através dos efeitos fixos da seguinte forma:

$$\widehat{\Pi_{i,t}^{1-\sigma}} = E_{0,t} Y_{i,t} \exp(-\widehat{\Gamma_{i,t}}), \quad (2)$$

e

$$\widehat{P_{j,t}^{1-\sigma}} = \frac{E_{j,t}}{E_{0,t}} \exp(-\widehat{\Lambda_{j,t}}), \quad (3)$$

em que $\widehat{\Gamma_{i,t}}$ e $\widehat{\Lambda_{j,t}}$ são os efeitos fixos da Equação 1, $Y_{i,t}$ representa as vendas, aos preços do destino, de i para todos os destinos, $E_{j,t}$ caracteriza-se como sendo a despesa no destino j de todas as origens e $E_{0,t}$ é idêntico ao anterior porém exclusivamente para o país representativo. Note que por construção tem-se que: $Y_{i,t} = \sum_{j,t} X_{ij,t}$ e $E_{j,t} = \sum_{i,t} X_{ij,t}$.

A equação da função de produção será:

$$\ln y_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln L_{i,t} + \gamma_2 \ln K_{i,t} + \gamma_3 \ln \left[\frac{1}{\widehat{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}}} \right] + \rho_t + \varrho_i + \epsilon_{i,t}, \quad (4)$$

em que $\ln L_{i,t}$ representa a participação do trabalho, $\ln K_{i,t}$ caracteriza-se como sendo a participação do capital, $\widehat{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}}$ o termo de resistência multilateral externo, ρ_t caracteriza-se como sendo um efeito fixo ano para controlar quaisquer outras variáveis variando no tempo que possam afetar o produto bem como as covariáveis variando no tempo que entram explicitamente na Equação 4, ϱ_i caracteriza-se como sendo um efeito fixo país que em conjunto ao efeito fixo ano controla para a variabilidade na tecnologia não observável e $\epsilon_{i,t}$ representa o termo de erro. Ademais, o modelo impõe a seguinte restrição estrutural na relação entre os parâmetros dos três regressores, $\gamma_1 + \gamma_2 = 1 + \gamma_3$.

Conforme Anderson et al. (2014) a introdução na Equação 4 do termo de resistência multilateral externo, $\ln[1/\widehat{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}}]$, tem implicações para o cálculo e análise da produtividade total dos fatores (PTF) haja vista que o termo de resistência multilateral externo mede a incidência dos custos de comércio sobre os produtos e, dessa forma, esse pode ser interpretado como um choque de produtividade. Assim, estimativas da PTF em trabalhos empíricos que não controlam para a influência dos custos de comércio internacional podem estar viesadas.

Por sua vez, a especificação para a acumulação do capital é dada por:

$$\ln K_{j,t} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln y_{j,t-1} + \varphi_2 \ln K_{j,t-1} + \varphi_3 \ln P_{j,t-1} + \rho_t + \varrho_j + \upsilon_{j,t}, \quad (5)$$

em que o subscrito $t - 1$ representa o valor da variável um período anterior, $\ln y_{j,t-1}$ determina o produto da economia, $\ln K_{j,t-1}$ caracteriza o estoque de capital, enquanto que $\ln P_{j,t-1}$ representa o termo de resistência multilateral interno, ρ_t e ϱ_j são, respectivamente, efeito fixo ano e país objetivando



controlar para quaisquer outras variáveis variantes tanto no tempo quanto nos países que possam afetar a acumulação de capital e $v_{i,t}$ caracteriza-se como sendo o termo estocástico.

Importante salientar que o modelo empregado nesta nota impõe uma restrição estrutural para a relação entre os parâmetros das três covariáveis da seguinte forma: $\varphi_1 = -\varphi_3$ e $\varphi_1 = 1 - \varphi_2$. Além disso, $\varphi_1 = \delta$ caracterizando a relação positiva entre o produto marginal do capital e o investimento,¹ $\varphi_2 = 1 - \delta$ representando a dependência do estoque de capital corrente em relação ao estoque de capital passado e $\varphi_3 = -\delta$ capturando a relação inversa e intuitiva entre acumulação de capital e os preços dos bens de consumo e, também, os preços dos bens de investimentos. Finalmente, δ representa a taxa de depreciação do capital.

3. RESULTADOS

A estimação do modelo gravitacional, Equação 1, foi realizada eliminando um efeito fixo destino² e a constante. Todas as estimações eliminam o efeito fixo para Tailândia (THA), escolhido aleatoriamente,³ devido a ausência de um critério. Por fim, ressalta-se que os coeficientes de efeito fixo não serão reportados em nenhuma das Tabelas apresentadas nesta seção.

Nota-se pela Tabela 1 que todos os coeficientes das variáveis gravitacionais padrão apresentaram os sinais esperados pela literatura bem como são estatisticamente significantes a qualquer nível de significância padrão.⁴ O sinal negativo para o logaritmo da distância indica haver uma relação inversa entre essa covariável e a variável dependente, o que é usual na literatura gravitacional, uma vez que a distância entre dois países representa um custo para o fluxo bilateral de mercadorias. Por outro lado, o sinal positivo para acordos comerciais, laços coloniais, contiguidade e idioma indica uma relação positiva e, dessa forma, essas são variáveis que impulsionam o comércio bilateral entre dois países.

Tabela 1: Coeficientes do modelo gravitacional.

Variável	Coefficiente
rta	0,5030 ^a (0,0442)
Log (Distância)	-0,6471 ^a (0,0290)
Laços coloniais	0,1704 ^a (0,0420)
Contiguidade	0,7633 ^a (0,0619)
Idioma	0,2130 ^a (0,0375)
Amostra	7.410

Notas: Erro padrão entre parênteses. Significância estatística: ^a 1%, ^b 5% e ^c 10%.

Uma vez estimada a Equação 1 torna-se possível obterem os termos de resistências multilaterais, Equações 2 e 3. Tendo em mãos os termos de resistências volta-se agora para as especificações do produto, Equação 4, e da acumulação de capital, Equação 5. As três primeiras colunas de resultados

¹Dado a natureza de equilíbrio geral do modelo essa relação é impulsionada pelo impacto das mudanças nos custos de comércio sobre os preços de portão de fábrica Anderson et al. (2014).

²Note que, como se trata de um painel, elimina-se um efeito fixo para cada ano, ou seja, exclui-se um efeito fixo para um dado país.

³As rotinas computacionais estão disponíveis no link: <http://www.rodriquesloures.com/research>.

⁴Foram realizadas estimações eliminando os efeitos fixos para o Brasil e para a África do Sul. Os resultados não foram alterados.

da Tabela 2 servem como um teste de robustez para os dados uma vez que se consideram diferentes especificações para a função de produção.

Tabela 2: Renda e custos do comércio.

Variável	Coeficiente			
	Cobb-Douglas Irrestrita	Cobb-Douglas Restrita	Modelo Irrestrito	Modelo Restrito
$\ln L_{i,t}$	-0,0216 (0,0161)	0,2925 ^a (0,0029)	0,0751 ^a (0,0147)	0,1682 ^a (0,0037)
$\ln K_{i,t}$	0,6168 ^a (0,0057)	0,7075 ^a (0,0029)	0,6868 ^a (0,0056)	0,7182 ^a (0,0024)
$\ln[1/\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}]$	—	—	-0,1026 ^a (0,0028)	-0,1136 ^a (0,0024)
Constante	4,5455 ^a (0,1389)	2,0247 ^a (0,0329)	1,9448 ^a (0,1528)	1,0023 ^a (0,0351)
R^2	0,9981	0,9979	0,9984	0,9983
Amostra	7.410			

Notas: Erro padrão (Jackknife) entre parênteses. Significância estatística: ^a 1%, ^b 5% e ^c 10%.

Os resultados da Tabela 2 indicam que a participação do trabalho, na Cobb-Douglas irrestrita, reportou um valor negativo, entretanto, estatisticamente insignificante. Por sua vez, conforme a teoria, a estimativa para a participação do capital encontra-se dentro do limite teórico $[0,1]$ e é estatisticamente significativa. Na terceira coluna, Tabela 2, são reportados os resultados para uma Cobb-Douglas restrita e nota-se que todos os coeficientes apresentaram os sinais esperados pela literatura. Já na quarta coluna da Tabela 2 o destaque é para o modelo irrestrito que, com a introdução do termo de resistência multilateral externo, apresentou o sinal esperado pelo modelo proposto por Anderson et al. (2014). Adicionalmente, não alterou os sinais dos demais coeficientes.

Contudo, a informação mais importante a ser extraída da Tabela 2 é a relação inversa entre o comércio e o crescimento (coeficiente do termo de resistência multilateral externo). Ou seja, esse resultado sinaliza que uma possível superação do atraso e do desequilíbrio externo de economias em desenvolvimento possa se dar via adoção de políticas de incentivo ao comércio externo. Como argumentado por Melitz (2003) a exposição ao comércio internacional leva ao crescimento da produtividade e, por conseguinte, a um maior crescimento do produto.

Tabela 3: Acumulação de capital e custos do comércio.

Variável	Coeficiente	
	Modelo Irrestrito	Modelo Restrito
$\ln y_{j,t-1}$	0,1497 ^a (0,0032)	0,0483 ^a (0,0019)
$\ln K_{j,t-1}$	0,8987 ^a (0,0037)	0,9517 ^a (0,0019)
$\ln P_{j,t-1}$	-0,0163 ^a (0,0020)	-0,0483 ^a (0,0019)
Constante	-0,5067 ^a (0,0221)	0,0634 ^a (0,0016)
R^2	0,9999	0,9999
Amostra	7.020	

Notas: Erro padrão (Jackknife) entre parênteses. Significância estatística: ^a 1%, ^b 5% e ^c 10%.

Por fim, a Tabela 3 apresenta as estatísticas dos coeficientes para a especificação da acumulação de capital, as quais possibilitarão recuperar a taxa de depreciação do capital (δ). Assim como para a função de produção a segunda coluna da Tabela 3 serve como um teste de robustez para os dados, ou



seja, será que antes de impor a restrição do modelo os coeficientes reportarão os sinais esperados bem como serão estatisticamente significantes? Nota-se da Tabela 3 que todos os coeficientes de interesse são estatisticamente significantes bem como apresentaram os sinais esperados pela literatura possibilitando, dessa forma, recuperar uma taxa de depreciação do capital igual a $\delta = 0,0483$. Além disso, uma vez que tanto o coeficiente do termo de resistência multilateral interno quanto o do produto são estatisticamente significantes essas variáveis coadunam-se à teoria proposta pelo modelo de Anderson et al. (2014). Ou seja, aquele sinaliza uma relação causal entre comércio internacional e a acumulação de capital, isto é, φ_3 captura a relação inversa entre o investimento e os custos dos investimentos enquanto que φ_1 caracteriza a relação positiva entre o produto marginal do capital e o investimento.

3.1. Impactos do comércio sobre o bem-estar social: procedimentos contrafactuais

Como exercício contrafactual Anderson et al. (2015) propuseram o que denominam de cenário condicional. Isso significa que os coeficientes dos custos do contrafactual devam ser idênticos aos coeficientes dos custos da estimação “baseline”, Equação 1. Todavia, note que os demais dados: X_{ij} , Y_i e E_j permanecem os mesmos para a estimação da Equação 1. Esse cenário permite que mudanças nos custos de comércio afetem os termos de resistências multilaterais externos e internos. Logo, a especificação econométrica do contrafactual é dada por:

$$X_{ij,t} = \exp(\beta_0 \widehat{rta}_{ij,t}^c + \beta_1 \widehat{ldist}_{ij}^c + \beta_2 \widehat{clny}_{ij}^c + \beta_3 \widehat{cntg}_{ij}^c + \beta_4 \widehat{idioma}_{ij}^c + \Gamma_{i,t}^c + \Lambda_{j,t}^c) + \epsilon_{ij,t}^c, \quad (6)$$

em que o símbolo de “acento circunflexo” sobre os custos reflete a restrição do modelo, ou seja, os valores dos coeficientes do contrafactual são restritos aos valores da estimação “baseline” e o sobrescrito “c” representa variáveis contrafactuais.

Assim, uma vez estimada a Equação 6 seguem-se os mesmos passos, após a estimação da Equação 1, para obterem os índices de equilíbrio geral condicional, os termos de resistências multilaterais externos e internos. Ou seja, multiplica-se cada vetor de efeito fixo pelo exponencial de seu respectivo coeficiente e depois colocam-se todos os efeitos fixos origem-ano em um único vetor bem como todos os efeitos fixos destino-ano em um único vetor. Por fim, calculam-se os termos de resistências multilaterais externos e internos contrafactuais através das Equações 2 e 3.

Calculados os índices de equilíbrio geral torna-se possível obter a variação percentual do bem-estar cuja equação é dada por:

$$\widehat{W}_i = \frac{Y_i^c / \widehat{P}_i^c}{Y_i / \widehat{P}_i} = \frac{\widehat{P}_i}{\widehat{P}_i^c} \quad \forall i, \quad (7)$$

em que no cenário condicional $Y_i^c = Y_i$. Por fim, note que, na realidade, a variação percentual do bem-estar nada mais é do que variação do PIB real uma vez que $\widehat{Y}_i^c / \widehat{P}_i^c$ caracteriza-se como sendo o PIB real do contrafactual enquanto que Y_i / \widehat{P}_i representa o PIB real “baseline”.

Para simular a liberalização comercial, NAFTA, esta nota gerou um novo vetor para os acordos comerciais, denominado de $rta_{ij,t}^c$, em que o NAFTA entre México e Canadá e México e EUA assume valor igual a zero. Por sua vez, para a hiperglobalização os vetores para: $rta_{ij,t}$, $ldist_{ij}$, $clny_{ij}$, $cntg_{ij}$ e $idioma_{ij}$, no contrafactual denominados de: $rta_{ij,t}^c$, $ldist_{ij}^c$, $clny_{ij}^c$, $cntg_{ij}^c$ e $idioma_{ij}^c$, assumem valores iguais a zero. Destaca-se que Anderson et al. (2014) na realização do contrafactual utilizaram um valor padrão para a elasticidade de substituição de Armington igual a $\sigma = 7$. Todavia, dada a especi-

ficidade da pauta exportadora dos países de origem desta nota, na sua maioria *commodities*, esta nota optou por empregar uma elasticidade igual a $\sigma = 12,1$.⁵

Tabela 4: Variação percentual do bem-estar.

País	Bem-estar (NAFTA)	Bem-estar (Globalização)
Argentina	0,18%	5,97%
Brasil	0,25%	9,13%
China	0,11%	5,68%
Colômbia	0,45%	6,91%
Indonésia	0,01%	1,41%
Índia	-0,03%	-1,94%
México	-0,10%	9,58%
Malásia	-0,01%	-1,49%
Peru	0,30%	5,80%
Filipinas	0,01%	1,47%
Tailândia	-	-
Turquia	0,17%	9,77%
África do Sul	0,10%	12,79%

Notas: Resultados da pesquisa.

Observa-se na Tabela 4, assim como observado em Anderson et al. (2014), que tanto após a liberalização comercial (NAFTA) bem como após a eliminação de todos os custos, isto é, simulando a hiperglobalização, três dos treze países teriam desvio de comércio (Índia, México e Malásia). Contudo, esses resultados eram esperados. Pois, segundo a fundamentação teórica proposta por Anderson (1979) o fluxo comercial entre as regiões i e j , depois de controlar para o tamanho das economias, é decrescente em relação as barreiras bilaterais existentes entre essas regiões comparativamente a barreira média do comércio enfrentado por i e j com todos os demais parceiros, ou seja, o que importa são as barreiras bilaterais em relação à média multilateral Novy (2013).

Para o NAFTA o maior aumento percentual foi percebido na Colômbia, 0,45%. Já para a hiperglobalização o país mais beneficiado foi a África do Sul que teria seu bem-estar aumentado em 12,79%. Por sua vez, as maiores perdas foram para México (-0,10%) e Índia (-1,94%), respectivamente.⁶ Em comparação aos resultados de Anderson et al. (2014) o contrafactual do NAFTA não se diferenciou muito em magnitude, pois para aqueles autores os efeitos sobre os países não membro do NAFTA foram inferiores a dois, sendo na sua maioria inferior a um. Porém foram todos negativos. Já com relação à hiperglobalização Anderson et al. (2014) reportaram efeitos positivos para todos os países sendo a magnitude aproximadamente igual a 4%.

Todavia, tais diferenças de efeitos não parecem ser um problema. Primeiramente, o México é o único membro do NAFTA como país de origem nesta nota e, dessa forma, o efeito da liberalização comercial pode estar subestimado. Ademais, Anderson et al. (2014) trabalharam tanto com o comércio intra quanto com internacional e, sendo assim, uma vez que nesta nota utilizou-se apenas o comércio internacional desvios do comércio inter para o intranacional não foram capturados pelas análises

⁵Segundo Broda et al. (2006) demonstraram a elasticidade de substituição média para as *commodities* é igual à 12,1 enquanto que para os demais produtos essa é igual à 7,2.

⁶Em termos médios tanto o NAFTA quanto a hiperglobalização apresentaram ganhos de bem-estar para os países, sendo 0,11% para aquele e 5,01% para esse.



e, portanto, tanto o contrafactual do NAFTA quanto da hiperglobalização podem estar subestimados. Como última observação destaca-se que essas duas limitações bem como a não utilização do comércio mundial podem ter influenciado na ocorrência de variações negativas para o bem-estar.

De modo geral os resultados de Anderson et al. (2014) demonstram que os ganhos de bem-estar variam bastante. Por exemplo, as economias mais desenvolvidas foram aquelas em que se notou os menores ganhos de bem-estar, com uma variação de 0,15% os EUA foram a menor variação. Por outro lado, as economias com menor participação no comércio internacional foram as que apresentaram os maiores ganhos, por exemplo, 4% na Bélgica. Sendo assim, esses resultados ratificam os números reportados nesta nota uma vez que os países em análise caracterizam-se como sendo economias em desenvolvimento e com pequena participação no comércio internacional e, portanto, os efeitos de uma liberalização comercial bem como de uma eliminação de todos os custos comerciais são maiores.

4. CONCLUSÃO

Esta nota analisou o impacto do comércio bilateral internacional sobre o crescimento econômico de um grupo de países em desenvolvimento. Os principais resultados indicaram que o comércio possui impactos positivos sobre o crescimento e a acumulação de capital. Foram realizados dois exercícios contrafactuais, como forma de analisar o impacto do comércio sobre o bem-estar. No primeiro simula-se uma liberalização comercial a partir de uma redução dos custos do NAFTA. No segundo eliminam-se todos os custos comerciais, simulando um processo de hiperglobalização. Os resultados demonstraram que em termos médios há ganhos de bem-estar. No caso brasileiro, o contrafactual da liberalização comercial, NAFTA, aumentaria o bem-estar social em cerca de 0,25%. Os ganhos para esse país seria de 9,13% no caso de um processo amplo de globalização. A Colômbia destaca-se como o país mais beneficiado, aumento de 0,45%, no caso de uma liberalização comercial e a África do Sul no caso de uma hiperglobalização, 12,79%.

De uma forma geral, esses resultados contradizem a visão estruturalista e sua premissa de “crescimento para dentro”, em que se associa, de forma direta, o fechamento das fronteiras comerciais ao crescimento econômico. De uma forma mais específica, esse tipo de política levaria a reduções do produto e da acumulação do capital, privando as nações de usufruir um maior nível de bem-estar social. Por fim, percebe-se que a articulação de acordos multi- ou bilaterais de comércio, como os “*Regional Trade Agreements*”, seriam o melhor caminho para alavancar o crescimento econômico da maioria dos países investigados nesta nota.

BIBLIOGRAFIA

- Anderson, J. E. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, 69(1):106–116.
- Anderson, J. E., Larch, M., & Yotov, Y. V. (2014). *Growth and trade: a structural approach*. [Mimeo].
- Anderson, J. E., Larch, M., & Yotov, Y. V. (2015). Estimating General Equilibrium Trade Policy Effects: GE PPML. *CESifo Working Papers*, p. 1–25.
- Anderson, J. E. & van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93(1):170–192.
- Baldwin, R. E. (2004). Openness and growth: What’s the empirical relationship? *Challenges to globalization: Analyzing the economics*.
- Bown, C. P. & Crowley, M. A. (2014). Emerging economies, trade policy, and macroeconomic shocks. *Journal of Development Economics*, 111:261–273.

- Broda, C., Greenfield, J., & Weinstein, D. (2006). From Groundnuts To Globalization: a Structural Estimate of Trade and Growth. *NBER Working Paper Series 12512*.
- Chatterjee, S. & Turnovsky, S. J. (2005). Financing Public Investment through Foreign Aid: Consequences for Economic Growth and Welfare. *Review of International Economics*, 13(1):20–44.
- Frankel, J. A. & Romer, D. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89(3):379–399.
- Helpman, E., Itzhoki, O., Muendler, M.-A., & Redding, S. J. (2017). Trade and inequality: From theory to estimation. *The Review of Economic Studies*, 84(1):357–405. Oxford University Press.
- Hercowitz, Z. & Sampson, M. (1991). Output growth, the real wage, and employment fluctuations. *American Economic Review*, 81(5):1215–1237.
- Lucas, R. J. E. & Prescott, E. C. (1971). Investment under uncertainty. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 39(5):659–681.
- Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, 71(6):1695–1725.
- Melitz, M. J. & Redding, S. J. (2015). New trade models, new welfare implications. *The American Economic Review*, 105(3):1105–1146. American Economic Association.
- Novy, D. (2013). Gravity redux: measuring international trade costs with panel data. *Economic Inquiry*, 51(1):101–121.
- Thirlwall, A. P. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *PSL Quarterly Review*, 32(128):45–53.

Avaliação do Padrão de Consumo de Bens e Serviços de Saúde: Uma Abordagem de Equilíbrio Geral Computável para a Economia Brasileira*

GLAUCIA POSSAS DA MOTTA[†]
FERNANDO SALGUEIRO PEROBELLI[‡]
EDSON PAULO DOMINGUES[§]

Sumário: 1. Introdução; 2. Fatores que influenciam a demanda por saúde; 3. Metodologia; 4. Análise e Discussão dos Resultados; 5. Considerações Finais; A. Apêndice.

Palavras-chave: Economia da Saúde; Equilíbrio Geral Computável; Padrão de Consumo.

Códigos JEL: I11, D12, D58.

A população brasileira vem sofrendo transições decorrentes de mudanças nos níveis de mortalidade e fecundidade. Uma das implicações desse processo é o aumento da expectativa de vida, fato que reflete diretamente no padrão de consumo dos indivíduos. Neste contexto, o presente trabalho analisa o impacto de alterações nas preferências das famílias em direção a bens e serviços saúde, sobre indicadores macroeconômicos e bem-estar, segundo uma abordagem de Equilíbrio Geral. A principal conclusão mostra que mudanças das preferências e dos preços em direção a bens saúde implicam em uma elevação na renda para compensar o consumidor pelas variações de preços.

The Brazilian population is experiencing transitions resulting from changes in the levels of mortality and fertility. One implication of this process is the increase in life expectancy, a fact which directly reflects the individual's consumption pattern. In this context, this paper aims to analyze the impact of changes in household preferences toward health goods and services, on macroeconomic indicators and welfare, according to a General Equilibrium approach. The main finding shows that changes in preferences and prices toward health goods imply a rise in income to compensate the consumer for price changes.

*Os autores agradecem ao financiamento da CAPES por meio do PROCAD e também ao financiamento do CNPq e FAPEMIG para realização desse trabalho.

[†]Mestre em Economia. Programa de Pós-graduação em Economia – PPGE/UFJF, Universidade Federal de Juiz de Fora. Campus Universitário – Bairro Martelos. CEP 36036-330. E-mail: glaucia.possas@gmail.com

[‡]Professor do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada – PPGEA/UFJF, Universidade Federal de Juiz de Fora. Campus Universitário – Bairro Martelos. CEP 36036-330. Bolsista de Produtividade CNPq. E-mail: fernando.perobelli@ufjf.edu.br

[§]Professor do programa de Pós-graduação em Economia – CEDEPLAR/UFMG, Universidade Federal de Minas Gerais. Av. Antônio Carlos, 6627 – Belo Horizonte, MG – CEP 31270-901. Bolsista de Produtividade CNPq. E-mail: domingues.edson@gmail.com



1. INTRODUÇÃO

A saúde, geralmente, não é avaliada pelos profissionais do setor como uma atividade econômica. No entanto, esse tipo de análise é fundamental para a compreensão da dinâmica do setor ora em tela. Os economistas aplicam à saúde o princípio básico da teoria econômica: alocar recursos escassos de forma eficiente. Além disso, enxergam que os médicos e hospitais usam mão de obra e máquinas, como qualquer outro segmento da economia (Folland et al., 2008). Logo, eficiência na aplicação dos recursos não significa contenção, e está diretamente relacionada à melhor alocação disponível, levando-se em consideração segurança, eficácia e efetividade das intervenções. Já os profissionais da saúde possuem uma visão clínica, baseada na lógica individual, na qual todo esforço para salvar uma vida é justificado. A relevância dos diferentes pontos de vista guia as atitudes de cada grupo sobre a utilização de recursos, o que ocasiona conflitos entre economistas e profissionais de saúde no que tange à gestão eficiente de tais recursos.

Ao tratar do setor saúde, uma questão recorrente é o orçamento, o qual vem sofrendo modificações nos últimos anos. Piola e Vianna (2002) afirmam que os recursos fiscais cresceram em proporção maior que os recursos de contribuição social,¹ acarretando em uma ampliação dos gastos com saúde. De acordo com Andrade (2000), além da questão do financiamento, outras causas que também contribuíram para a elevação dos gastos foram: i) extensão horizontal com o aumento do número de pacientes e extensão vertical com a maior diversificação e complexidade da oferta de serviços; ii) envelhecimento da estrutura etária da população; iii) transformações na estrutura de morbidade e mortalidade com aumento das doenças crônicas degenerativas e redução das doenças infectocontagiosas; iv) aumento do uso de tecnologias de alto custo; v) elevação do consumo desnecessário por serviços de saúde; e vi) ampliação do seguro como elemento de proteção e indenização.

Além disso, as condições de vida e saúde têm melhorado na maioria dos países no último século, devido à progressos econômicos e sociais, assim como aos avanços na saúde pública e na medicina, embora ainda existam desigualdades nas condições de vida e saúde entre os países e, dentro deles, entre regiões e grupos sociais (Buss, 2000). Como uma das consequências desse processo, a expectativa de vida vem aumentando consideravelmente. Segundo dados da *World Health Organization* (WHO), a expectativa de vida² no Brasil passou de 67 anos em 1990, para 73 anos em 2008.³

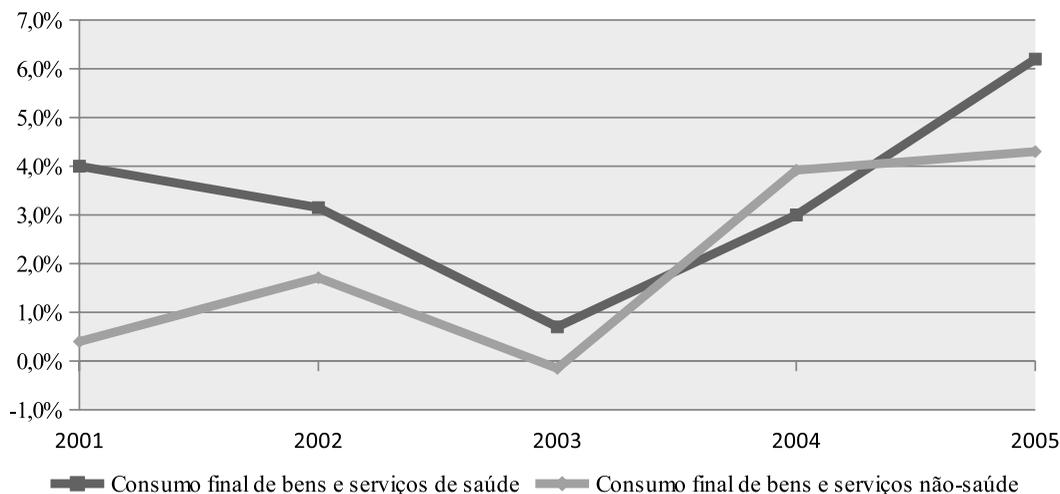
Dado esse processo de transição demográfica, espera-se um acréscimo no consumo de produtos relacionados à saúde, uma vez que à medida que a idade dos indivíduos aumenta os cuidados com a saúde – tanto preventivos quanto curativos – tornam-se mais necessários. Não obstante, é preciso cautela ao avaliar essa relação entre expectativa de vida e consumo de saúde. De fato, eleva-se a demanda por cuidados de saúde ou por cuidados de longa permanência? As pessoas vivem por mais tempo de forma saudável ou com problemas? É preciso levar em consideração todos os fatores que influenciam, direta ou indiretamente, o consumo de bens e serviços saúde. A figura 1 mostra uma trajetória de aumento do consumo desses bens em detrimento de outros produtos para o Brasil.

Dessa forma, o presente estudo procura se inserir na literatura avaliando de forma conjunta como se realoca o padrão de consumo e as preferências da população brasileira diante desse novo cenário de transição demográfica, bem como os impactos e relações intersetoriais, a partir de choques de demanda final. O objetivo é avaliar o impacto de alterações nas preferências das famílias em direção a bens e serviços de saúde, e consequentemente do consumo desses bens e serviços sobre indicadores

¹No Brasil convencionou-se chamar de contribuições sociais os impostos, taxas ou outras formas de arrecadação que são vinculadas ao uso dos recursos com políticas sociais.

²Essa questão será discutida com mais detalhes na subseção 2.4.

³Estudos procuram analisar os impactos dessa nova estrutura etária em variáveis de política fiscal, efeitos setoriais, mudanças no padrão de vida, bem como impactos no setor de saúde, dentre os quais destaca-se: Aranibar (2001), Barreto (1997), Cabral e de Castro (1988), Camarano et al. (1997), Camarano (2002), Camarano e Pasinato (2004), Carvalho e Garcia (2003), Nunes (1999, 2004), Oliveira e Souza (1997), Ramos e Saad (1990), Saad (1999).

Figura 1: Variação em Volume do Consumo Final das Famílias.

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE/2005), Sistema de Contas Nacionais.

macroeconômicos, como PIB, emprego, saldo comercial externo, e sobre o bem-estar que será medido em termos monetários pela variação equivalente da renda.

O estado de saúde afeta o bem-estar e a capacidade produtiva dos agentes. Além disso, a presença de uma ameaça à saúde pode influenciar as expectativas e o comportamento dos consumidores e investidores, e, logo, tem um impacto que vai além da redução direta na produtividade de indivíduos doentes (Sadique et al., 2007). No entanto, os economistas da saúde normalmente se concentram sobre o impacto econômico apenas para o setor dos cuidados de saúde. Embora estes sejam ocasionalmente ampliados para incluir o efeito sobre o indivíduo (geralmente o paciente), os impactos mais amplos são raramente considerados (Smith et al., 2005). No entanto, dada a proporção dos efeitos para além do setor de saúde, o conhecimento sobre a eficiência social das políticas pode depender da avaliação destes impactos mais amplos (Smith et al., 2003, Bloom e Canning, 2000).

Assim sendo, as consequências de problemas de saúde, principalmente de doenças infecciosas, impactam a economia como um todo, o que não pode ser captado pela análise usual de equilíbrio parcial. Dessa forma, propõe-se a utilização de um modelo de Equilíbrio Geral Computável (EGC) o qual trata consistentemente essas questões, pois leva em consideração tanto a estrutura da economia brasileira, quanto as inter-relações setoriais (insumo-produto) e a composição setorial da demanda final (exportações, consumo das famílias, investimento, consumo do governo e estoques). O modelo está calibrado com a matriz insumo-produto (MIP) para o Brasil referente ao ano de 2005, desenvolvida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e com as contas nacionais de Saúde, também referente a 2005.

Justifica-se a utilização da metodologia de EGC por essa estrutura incluir um conjunto de interdependências que surgem das diversas restrições existentes no modelo, as quais limitam a economia como um todo (Perobelli, 2004). Trata-se de um método que permite o uso de diferentes tecnologias de produção, substituição via preço e avaliação de cenários tanto de curto como de longo prazo. É importante ressaltar que as projeções do modelo não representam previsões, *stricto sensu*, para a economia: os resultados derivados do modelo refletem trajetórias das variáveis endógenas para cenários exógenos específicos dentro de um arcabouço teórico de EGC totalmente baseado em fundamentos econômicos e, portanto, consistentes (Domingues et al., 2008).



O artigo está organizado em mais três seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta os fatores que influenciam a demanda por saúde. A seção 3 descreve as simulações e o modelo utilizado. A seção 4 mostra os resultados, e por fim, na seção 5 as considerações finais são tecidas.

2. FATORES QUE INFLUENCIAM A DEMANDA POR SAÚDE

A demanda por serviços de saúde resulta da conjugação de fatores sociais, individuais e culturais prevalentes na população (Sawyer et al., 2002). Andersen (1968) elaborou um modelo teórico para determinar a utilização de serviços de saúde, no qual tanto os fatores individuais, quanto os hospitalares podem ser incorporados. Esse modelo assume que os principais fatores do perfil de consumo de saúde são agrupados em três dimensões: i) capacitação; ii) necessidade; e iii) predisposição.

Os fatores de capacitação referem-se à capacidade de um indivíduo procurar e receber serviços de saúde. Eles estão diretamente ligados às condições econômicas individuais e familiares, à oferta de serviços na comunidade onde o indivíduo reside, e incluem renda, planos de saúde, suporte familiar, disponibilidade, proximidade e quantidade de serviços ofertados (Andersen, 1995). Já os de necessidade referem-se tanto às percepções subjetivas das pessoas acerca de sua saúde, quanto ao estado de saúde objetivo dos indivíduos. Hulka e Wheat (1985) ressaltam que o perfil de necessidades individuais constitui-se no determinante mais importante do padrão de consumo de serviços de saúde. Já os de predisposição são aqueles relativos às características individuais que podem aumentar a chance de uso de serviços de saúde (Himes e Rutrough, 1994). Eles se referem ao conjunto de variáveis sociodemográficas e familiares como idade, sexo, nível de escolaridade e raça.

Para Zucchi et al. (2000) os fatores que agem na demanda por serviços de saúde são de natureza variada, podendo se sobrepor, o que aumenta ainda mais a demanda: necessidade sentida, fatores psicossociais, seguridade social, demografia, epidemiologia, utilização dos serviços, regulamentação e questões culturais. Entre os aspectos sociais podem ser citadas as questões de gênero, etnia, escolaridade, renda e classe social. Todos esses fatores influenciam o modo e a quantidade de consumo de serviços de saúde no âmbito populacional (Ballantyne, 1999, Mendoza-Sassi e Béria, 2001, Barata et al., 2007).

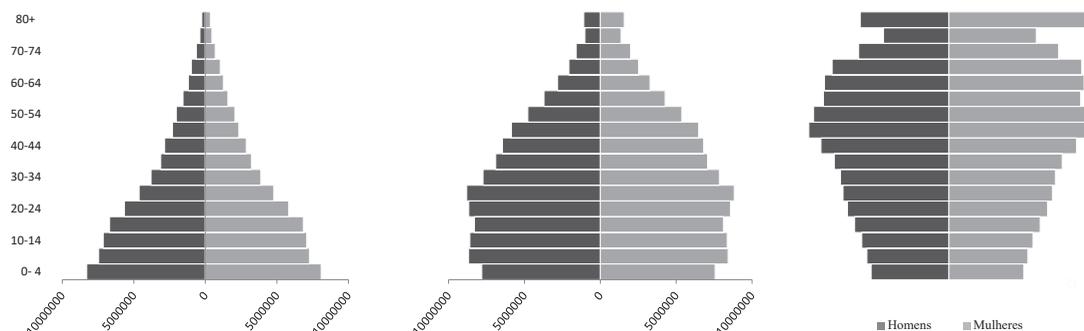
No que concerne às características demográficas, a mais importante na determinação do consumo de ações e atividades de saúde é a idade, fator profundamente relacionado ao estado de saúde (Barata, 2008). Dessa forma, conforme já esboçado na introdução, a melhora nas condições de vida e saúde apresenta como uma de suas implicações o aumento da expectativa de vida e consequentemente o processo de transição demográfica. Tal fenômeno ocorre quando o crescimento da população idosa⁴ é mais elevado quando comparado aos demais níveis etários, e é resultante de dois eventos:⁵ diminuição tanto da mortalidade quanto da fecundidade. De acordo com Camarano (2002), enquanto o envelhecimento populacional significa mudanças na estrutura etária, a queda da mortalidade é um processo que se inicia no momento do nascimento e altera a vida do indivíduo, as estruturas familiares e a sociedade.

Nos países desenvolvidos,⁶ a transição demográfica ocorreu em um cenário socioeconômico favorável, o que permitiu a expansão dos seus sistemas de proteção social (Camarano e Pasinato, 2004). No Brasil, assim como em outros países em desenvolvimento, esse ponto soma-se a uma ampla lista de questões sociais não resolvidas, tais como a pobreza e a exclusão de crescentes contingentes da população, e aos elevados níveis de desigualdade vigentes (Aranibar, 2001). De acordo com projeções das

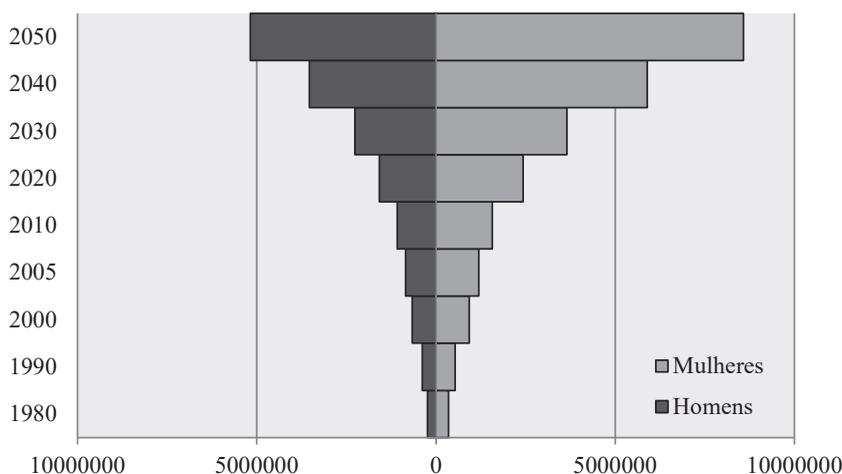
⁴Convencionou-se denominar idosos o segmento formado pela população maior que 60 anos.

⁵Uma população torna-se mais idosa à medida que aumenta a proporção de indivíduos idosos e diminui a de indivíduos mais jovens, ou seja, para que uma determinada população envelheça, é necessário também uma menor taxa de fecundidade (Nasri, 2008).

⁶O envelhecimento populacional iniciou-se no final do século XIX em alguns países da Europa Ocidental, espalhou-se pelo resto do Primeiro Mundo, no século passado, e se estendeu, nas últimas décadas, por vários países do Terceiro Mundo, inclusive o Brasil (Carvalho e Garcia, 2003).

Figura 2: Pirâmide Etária Brasileira.

Fonte: Elaboração própria com base em IBGE (2011) – Estatísticas da população brasileira. Projeção baseada nas tendências observadas da mortalidade, da fecundidade e da migração em nível nacional, no período de 1980 a 2050, de acordo com o Método das Componentes Demográficas.

Figura 3: População de 80 anos e mais.

Fonte: Elaboração própria com base em IBGE (2011) – Estatísticas da população brasileira.

Nações Unidas, a população idosa brasileira aumentará de 3,1% em 1970 para 19% em 2050. Além disso, a proporção da população “mais idosa”, ou seja, a de 80 anos e mais, também está aumentando, alterando a composição etária dentro do próprio grupo, isto é, a população considerada idosa também está envelhecendo (Camarano et al., 1997), o que leva a uma heterogeneidade desse segmento. A figura 2 mostra a pirâmide etária da população brasileira dos anos 1980 e 2010, bem como a projeção para 2050.

É possível observar a tendência de alargamento do topo da pirâmide bem como o de estreitamento da base, características associadas às pirâmides dos países desenvolvidos, os quais já passaram pelo processo de transição demográfica. A figura 3 reporta a população de 80 anos e mais, de 1980 até a projeção para 2050, o qual mostra mais uma vez a tendência de aumento da população idosa no país.



O envelhecimento populacional é um dos maiores desafios atuais da saúde pública, uma vez que doenças próprias do envelhecimento ganham maior expressão na sociedade. Um dos resultados dessa dinâmica é uma demanda crescente por serviços de saúde. Essa é uma das questões na qual a economia da saúde procura atuar: alocar recursos escassos para uma demanda crescente. O idoso consome mais serviços de saúde, as internações hospitalares são mais frequentes, o tempo de ocupação do leito é maior quando comparado a outras faixas etárias e, em geral, as doenças são crônicas e múltiplas, persistem por vários anos e exigem acompanhamento constante, cuidados permanentes, medicação contínua, exames periódicos e cuidados de longa duração (Lima-Costa e Veras, 2003).

Devido a essas questões, é crescente o número de trabalhos que abordam o impacto do envelhecimento sobre os gastos de previdência (Cabral e de Castro, 1988, Oliveira e Souza, 1997, Barreto, 1997), gastos de saúde (Nunes, 1999, Ramos e Saad, 1990, Nunes, 2004), além de avaliações sobre condições de saúde e mortalidade da população idosa (Saad, 1999). Na maioria desses estudos, predomina a preocupação com a pressão que o crescimento da população idosa pode fazer sobre os gastos previdenciários, a utilização dos serviços de saúde e, conseqüentemente, com os custos destes, sendo essa pressão, segundo Camarano (2002), comprovada pela evidência empírica.

3. METODOLOGIA

3.1. Estratégia de Simulação

As simulações realizadas neste trabalho têm por objetivo avaliar o impacto de alterações no consumo das famílias em direção a bens e serviços de saúde, bem como da realocação do vetor de consumo sobre os principais indicadores macroeconômicos e sobre o bem-estar. Dado que o setor de saúde e seus sub-setores são categorias com estruturas diferenciadas, optou-se por uma desagregação mais refinada dos produtos de saúde, os quais foram subdivididos em: Serviços de Saúde, Plano de Saúde, Medicamentos Humanos, Materiais e Aparelhos para Uso Médico-Hospitalar. A descrição completa dos produtos em cada categoria encontra-se no anexo 1.

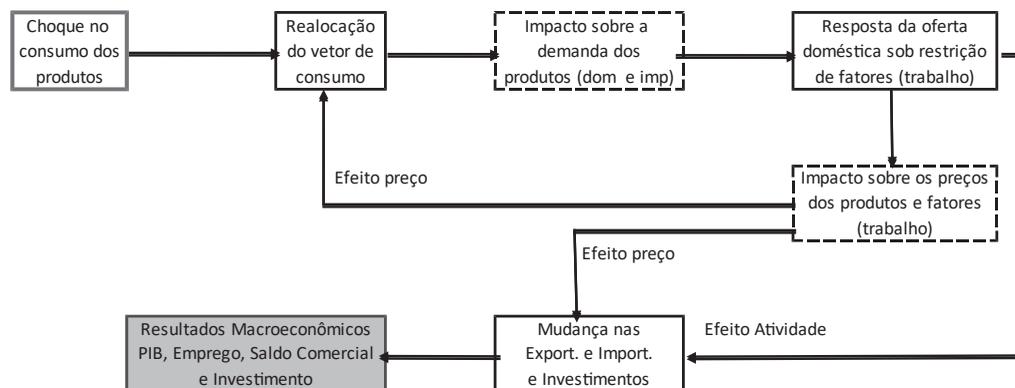
Os exercícios contrafactuais foram implementados no *software* GEMPACK⁷ e representam um aumento de 1% no consumo dos grupos de produtos delineados acima. Em termos econômicos, as simulações consistem no deslocamento para a direita da curva de demanda das famílias pelos respectivos produtos, avaliados em exercícios de estática comparativa.

O choque leva às famílias a realocarem seu vetor de consumo, uma vez que, por hipótese, o total é fixo. Como consequência direta, ocorrem mudanças nas suas estruturas de demanda na composição doméstico/importado. Para manter o equilíbrio, a oferta responde se ajustando, mas com restrições sobre o emprego. Os efeitos sobre os preços domésticos podem ser positivos ou negativos, dependendo do choque. As exportações (X) respondem aos preços domésticos, e as importações (M) aos preços relativos (doméstico/importado). O investimento (I) varia em função da remuneração do capital e do desvio da taxa de retorno. Dessa forma, de acordo com a identidade macroeconômica, o resultado agregado é a soma dos efeitos nas exportações (X), importações (M) e investimento (I), já que o governo (G) e o consumo (C) são fixos (ver representação esquemática na Fig. 4).

3.2. Modelo de Equilíbrio Geral Computável

Para avaliar o impacto da mudança das preferências em direção a bens e serviços do setor de saúde utiliza-se um modelo de Equilíbrio Geral Computável denominado BR-Saúde, o qual se baseia no modelo ORANI, desenvolvido para a economia australiana. A estrutura teórica do ORANI encontra-se em Dixon et al. (1977, 1982) e Powell (1977) e sua operacionalização em Horridge et al. (1993).

⁷Sobre a utilização e implementação de modelos EGC no GEMPACK ver Harrison e Pearson (1996). A operacionalização do modelo ORANI pode ser encontrada em Horridge et al. (1993).

Figura 4: Interpretação dos Efeitos do Aumento do Consumo das Famílias.

Fonte: Elaboração própria.

O BR-Saúde está calibrado para o ano de 2005, de acordo com a Matriz Insumo Produto⁸ (MIP) brasileira e conta também com informações das Contas Nacionais de Saúde, também referentes ao ano de 2005. O procedimento adotado na compatibilização da MIP, de forma a incorporar a desagregação das atividades econômicas do setor saúde, está desenvolvido em Andrade et al. (2011). A nova versão da MIP apresenta abertura para 60 setores (os 55 setores originais e os cinco setores da saúde); cinco componentes da demanda final (consumo das famílias, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), dois fatores primários (capital e trabalho); dois setores de margens (comércio e transporte); importações por produto para cada um dos 60 setores e dos cinco componentes da demanda final, um agregado de impostos indiretos e um agregado de impostos sobre a produção.

A especificação teórica do modelo segue o padrão nos modelos EGC para o Brasil, com competição perfeita em todos os mercados. Os setores produtivos minimizam os custos sujeitos a uma tecnologia de retornos constantes de escala, no qual a combinação de insumos intermediários e fatores primários são estabelecidos por coeficientes fixos (Leontief). Na composição dos insumos existe uma substituição através dos preços entre bens domésticos e importados através de uma função de elasticidade de substituição constante (CES). No que tange aos fatores primários, também existe uma substituição entre capital e trabalho, de acordo com os preços, por meio de uma função do tipo CES. Embora todos os setores apresentem a mesma especificação teórica, o efeito substituição por meio dos preços difere de acordo com a composição setorial entre insumos domésticos e importados (presentes na base de dados).

As exportações setoriais respondem a curvas de demanda que são negativamente relacionadas com os custos da produção doméstica e positivamente afetadas pelo crescimento exógeno da renda internacional, de acordo com a hipótese de um país pequeno no comércio internacional. O consumo do governo é exógeno, e os estoques são acumulados de acordo com variações na produção. O investimento e o estoque de capital seguem mecanismos de acumulação e de mobilidade setorial de acordo com regras pré-determinadas, associadas com taxas de retorno e de depreciação. O anexo 2 apresenta com uma maior riqueza de detalhes a formalização matemática do modelo.

⁸Desenvolvida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).



3.3. Especificação da Demanda das Famílias no modelo EGC

No modelo de EGC utilizado no presente estudo, a demanda da unidade representativa família é especificada de acordo com uma função de utilidade não-homotética Klein-Rubin (Peter et al., 1996). Como na produção e no investimento, pressupostos de comportamento otimizador são assumidos. A diferença consiste nas composições das *commodities*, as quais são agregadas pela função Klein-Rubin, em vez de uma Leontief ou CES, o que leva ao Sistema Linear de Gastos (*Linear Expenditure System – LES*).

O problema de maximização das famílias é derivado da função de utilidade Klein-Rubin:⁹

$$\begin{aligned}
 U(x) &= \prod_{i=1}^n (x_i - \mu_i)^{\alpha_i}, x_i > \mu_i \\
 &= 0 \quad , x_i \leq \mu_i
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

onde:

- x_i : demanda pelo bem i ($= 1, \dots, n$);
- $U(x)$: utilidade associada com a cesta de consumo $x' = (x_1, \dots, x_n)$;
- $0 < \alpha_i < 1$: participação do gasto marginal, sendo que $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$;
- μ_i : quantidade mínima demandada do bem i .

A maximização de (1), sujeito a restrição orçamentária:

$$\sum_{i=1}^n p_i x_i = m
 \tag{2}$$

onde:

- p_i : preço do bem i ;
- m : gasto total das famílias (renda menos poupança).

Leva ao Sistema Linear de Gastos (LES – *Linear Expenditure System*):

$$p_i x_i = p_i \mu_i + \alpha_i (m - \sum_j p_j \mu_j)
 \tag{3}$$

Uma vez que μ_i é interpretado como a quantidade mínima (subsistência) demandada do bem i pelas famílias, $\sum_j p_j \mu_j$ representa os gastos de subsistência das famílias e, como consequência, $m - \sum_j p_j \mu_j$ é o gasto “supernumerário” (ou de luxo). De acordo com o LES, as famílias alocam seus gastos supernumerários em frações fixas em relação aos bens. Consequentemente, a curva de Engel, a qual mede a relação entre os gastos com o bem i e os gastos totais, é uma linha reta, com origem no ponto $(\sum_j p_j \mu_j, p_i \mu_i)$ e com inclinação igual à participação do gasto marginal α_i . Para a operacionalização de (3) no modelo aplicado, é necessário a estimativa de parâmetros numéricos para α_i e μ_i , como será visto a seguir.

Algumas propriedades do LES podem ser exploradas. Por exemplo, a participação dos gastos do bem i no orçamento das famílias é definida como:

$$w_i = \frac{p_i x_i}{m}
 \tag{4}$$

⁹Nesta sessão adaptamos a apresentação do LES de De Boer (2006).

A elasticidade-gasto da demanda (Chung, 1994) é definida por:

$$E(x_i, m) = \frac{\alpha_i}{w_i} > 0 \quad (5)$$

o que exclui a existência de bens inferiores.

As elasticidades-preço no LES são definidas como:

$$E(x_i, p_i) = -\frac{\alpha_i[1 - (\sum_{j \neq i} p_j \mu_j)]}{w_i} = \frac{\alpha_i p_i \mu_i + \alpha_i [m - \sum_j p_j \mu_j]}{p_i \mu_i + \alpha_i [m - \sum_j p_j \mu_j]} \quad (6)$$

Isso decorre de (6), uma vez que $-1 < E(x_i, p_i) < 0$. Logo, o LES apenas modela a demanda inelástica.

Por fim, a elasticidade cruzada de preços (Chung, 1994) é definida por:

$$E(x_i, p_j) = -\frac{\alpha_i (p_j \mu_j / m)}{w_i} < 0, \forall i \neq j \quad (7)$$

As funções de demanda de bens do LES são, portanto, não-homotéticas e se comparadas a formas homotéticas como a Cobb-Douglas, possuem a propriedade de que a elasticidade-renda da demanda não é unitária e, deste modo, a participação orçamentária se altera com modificações da renda. Essa especificação possui a propriedade de que a participação do gasto acima do nível de subsistência, para cada bem, representa uma proporção constante do gasto total de subsistência de cada família. De acordo com Nicholson (1978), a noção de compras necessárias (subsistência) aparenta estar de acordo com a observação do mundo real, e é amplamente utilizado em estudos empíricos.¹⁰

Além da escolha de formas funcionais para a especificação da demanda das famílias, é necessário calibrar o modelo com parâmetros e elasticidades, além dos próprios dados de consumo de bens. O LES utiliza basicamente dois parâmetros na especificação da demanda das famílias: a elasticidade-preço do gasto (EPS) e o parâmetro de Frisch. O parâmetro de Frisch (Frisch, 1959) mede a sensibilidade da utilidade marginal da renda: quanto maior, em módulo, menor o grau de consumo de “luxo” e maior o grau de consumo de “subsistência”.

A partir de (5) derivam-se os valores calibrados da participação do gasto marginal α_i :

$$\alpha_i = w_i^0 \cdot E(x_i, m) \quad (8)$$

onde o sobrescrito 0 indica que este é o valor da participação do gasto com o bem i , definido na base de dados. Nota-se que para a calibração de α_i não é necessário possuir um valor para o parâmetro de Frisch. No entanto, esse valor é necessário para a calibração de μ_i (quantidade de subsistência demandada do bem i). No caso do LES, o parâmetro de Frisch (f_m) é definido como:

$$\varphi_m = \frac{\partial \lambda}{\partial m} \cdot \frac{m}{\lambda} = -\frac{m}{(m - \sum_j p_j \mu_j)} \quad (9)$$

Uma vez que o gasto com subsistência $\sum_j p_j \mu_j$ é não negativo, segue-se a partir de (9) que o valor do parâmetro de Frisch é restrito a $\varphi_m < -1$. A partir de (3) e (9) os valores calibrados de μ_i são dados por:

$$\mu_i = x_i^0 + \alpha_i m^0 \varphi_m^{-1} \quad (10)$$

A fim de analisar os impactos sobre o bem-estar das famílias decorrentes da elevação de consumo de produtos de saúde, utiliza-se uma medida métrica em termos monetários, definida para qualquer vetor de preços não nulo. Define-se p^0 como os preços iniciais e p^1 como um novo vetor de preços (no nosso caso, endogenamente determinado pelo modelo de equilíbrio geral). Tais definições levam

¹⁰Para maiores detalhes, ver Deaton e Muellbauer (1999).



a mensurações no bem estar originadas em (Hicks, 1939), denominadas de variação equivalente (VE) e variação compensatória (VC). Sumariamente,¹¹ a VE é a variação na utilidade mensurada sob os preços iniciais. Ela é definida como o custo da mudança para o nível final de utilidade a preços iniciais. No sistema linear de gastos, essa medida pode ser calculada por:

$$VE = e(p_0, U_1) - e(p_0, U_0) = U_1 - U_0 \cdot F_0 / K \quad (11)$$

onde:

- $e(p_0, U_1)$ e $e(p_0, U_0)$ são funções de utilidade indireta das famílias (gasto mínimo para atingir a utilidade U a um vetor de preços p);
- U_0 : nível inicial de utilidade;
- U_1 : nível final de utilidade;
- K : é uma constante igual a $\prod_i (\alpha_i)^{\alpha_i}$;
- F_0 : é o índice de preços de Frisch no vetor inicial de preços: $\prod_i (p_i)^{\alpha_i}$.

Já a medida de variação compensatória (VC) considera a variação na utilidade mensurada em relação aos preços finais. Em outras palavras, ela é definida como o custo de mover-se para o nível final da utilidade aos preços finais. Ao contrário da VE, a VC depende da escolha do numerário, e, por esse motivo é menos utilizada nos modelos de EGC. Dessa forma, no presente trabalho adotaremos apenas as medidas de variação equivalente para avaliar alterações no bem-estar decorrentes do aumento do consumo de bens saúde.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1. Resultados Macroeconômicos e Realocação do Vetor de Consumo

A tabela 1 reporta os efeitos nos componentes do PIB para os quatro produtos selecionados do setor de saúde: serviços de saúde, plano de saúde, medicamento humano e aparelhos e materiais para uso médico e hospitalar. Conforme já citado, essa separação foi realizada devido à heterogeneidade de suas respectivas estruturas produtivas.

Tabela 1: Resultados macroeconômicos (em variação %).

Simulações	$\Delta\%$ PIB	Decomposição do PIB			
		Ótica do dispêndio			Ótica da renda
		Investimento	Exportações	Importações	Capital
1. Serviços de saúde	-0,0045	0,00208	-0,0106	0,0172	0,0003
2. Plano de saúde	0,0810	0,64196	-0,0098	0,1465	-0,0295
3. Medicamento humano	-0,0091	-0,04263	0,0009	0,0212	0,0046
4. Aparelhos/Instrumentos	-0,0007	-0,00652	-0,0003	-0,0033	-0,0025

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações.

Obs.: Os zeros significam que as variáveis consumo, governo e trabalho, devido ao fechamento adotado, são exógenas.

¹¹Para a formalização ver Mas-Colell et al. (1995).

O grupo denominado serviços de saúde engloba as seguintes categorias: i) serviços de atendimento hospitalar (incluindo atendimento a urgência e emergência); ii) outros serviços relacionados com atenção à saúde (serviços de raio-X, banco de órgãos, fisioterapia, fonoaudiologia, quimioterapia, psicologia, dentre outros); e iii) serviços sociais privados (asilos, orfanatos, albergues assistenciais, reabilitação para dependentes químicos). Eles representam a maior parte do consumo das famílias com a categoria saúde, sendo o gasto correspondente a: 22,59%, 39,55% e 0,72% respectivamente, o que totaliza aproximadamente 63%.

O exercício contrafactual que aumenta o consumo de serviços de saúde (simulação 1) causaria um impacto no PIB de $-0,0045\%$, o que equivale a uma queda de R\$ 96 milhões.¹² Embora o investimento tenha sido positivo ($0,02\%$), a redução das exportações ($-0,01\%$) e o aumento das importações ($0,017\%$) levariam a um déficit comercial. A diminuição do PIB indica que o impacto da mudança da oferta doméstica (efeito atividade) é pequeno, e não é suficiente para superar o efeito que a mudança da estrutura da demanda causaria nos preços. Em outras palavras, o efeito preço seria mais forte que o efeito atividade.

A categoria plano de saúde, responsável por 9,61% do consumo das famílias com saúde, é a única que impactaria positivamente no PIB, de acordo com a simulação 2. A variação é de $0,081\%$, o que em termos monetários corresponde à R\$ 1.738,22 milhões. Essa ampliação da atividade econômica foi impulsionada pelo investimento, o qual aumentou $0,64\%$, já que a balança comercial apresentou um déficit. Trata-se de um setor caracterizado por demandar uma grande quantidade do fator trabalho. Sendo assim, o custo de expansão é elevado devido ao aumento nos preços domésticos, como por exemplo, com os salários.¹³ Esse potencial efeito positivo no PIB indica que a elevação nas preferências por plano de saúde requer uma economia com um nível mais elevado de PIB e maior estoque de capital.

O grupo medicamentos humanos é o segundo maior de consumo e despesas das famílias com saúde, e representam 22,14% destes gastos, ficando atrás apenas dos serviços de saúde. Caso a curva de demanda desses bens se desloque para a direita (simulação 3), o PIB sofreria um impacto negativo ($-0,0091\%$). No que se refere ao saldo comercial, a variação considerável do volume de importação ($0,0212\%$), evidencia a estrutura do setor com alta dependência externa: do total de consumo de medicamentos pelas famílias, aproximadamente 22% são importados, e, além disso, o setor de medicamentos utiliza 28% de insumos importados. O investimento brasileiro para desenvolver tecnologias¹⁴ com a finalidade de criar seu próprio parque tecnológico no setor farmacêutico ainda é incipiente.

A categoria aparelhos e materiais para uso médico e hospitalar é resultante da agregação de dois subprodutos: i) aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico; e ii) material médico, hospitalar e odontológico. Tais categorias produzem insumos para o setor de saúde, tanto público quanto privado. Dessa forma, representam uma parcela pequena do consumo direto das famílias com bens de saúde ($5,3\%$), dado que os utilizam mais de forma indireta, nos hospitais, clínicas e ambulatórios.¹⁵ Os resultados da simulação 4 mostram que o aumento do consumo desses bens causaria uma variação no PIB de $-0,007\%$, sendo o menor impacto dentre os subprodutos analisados (Tab. 1).

A tabela 2 apresenta a realocação de vetor de consumo das famílias dentre os produtos da saúde, uma vez que, por hipótese, o consumo total é fixo. Conforme mostrado na subseção 3.3, de acordo com a estrutura de demanda das famílias escolhida, i.e. LES, a participação orçamentária se altera com modificações da renda. Além disso, a participação do gasto acima do nível de subsistência, para cada bem, representa uma proporção constante do gasto total de subsistência de cada família.

Baseado nesses pressupostos, de acordo com a simulação 1, se as famílias aumentassem o consumo de serviços de saúde, elas reduziriam o consumo dos demais produtos relacionados à saúde. A categoria serviços de saúde engloba uma diversificada gama de atividades, desde atendimento hospitalar até

¹²Esse valor é calculado em relação ao valor do PIB presente na base de dados (matriz insumo produto de 2005).

¹³O salário real médio aumentou em $0,00064\%$.

¹⁴Para maiores detalhes ver Gadelha et al. (2002).

¹⁵Por esse motivo essa categoria foi menos explorada que as demais.



serviços sociais privados. Sendo assim, uma possível explicação para esse resultado negativo nos demais produtos, é que as famílias estariam realizando uma substituição entre estes serviços e os demais “bens saúde”. Por exemplo, ao demandar com mais frequência atendimento hospitalar e ambulatorial (serviços de saúde), elas diminuiriam o consumo de medicamentos, uma vez que a maior parte destes é utilizada como cuidados curativos. Em termos monetários, as quedas correspondem a R\$ –4,63 milhões nos medicamentos humanos, R\$ –0,29 milhões nos aparelhos e materiais médico-hospitalar e, por fim, R\$ –0,89 milhões na categoria plano de saúde.

Tabela 2: Impacto no vetor de consumo das famílias.

Simulações	Produtos	Efeito
8. Serviços de saúde	Medicamentos humanos	–
	Aparelhos e materiais médico-hospitalar	–
	Plano de saúde	–
9. Plano de saúde	Medicamentos humanos	–
	Aparelhos e materiais médico-hospitalar	–
	Serviços de saúde	–
10. Medicamentos humanos	Medicamentos humanos	–
	Plano de saúde	–
	Serviços de saúde	–
11. Aparelhos/Materiais	Medicamentos humanos	–
	Plano de saúde	–
	Serviços de saúde	–

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações.

No que concerne ao aumento do consumo de planos de saúde (simulação 2), o consumo dos demais serviços de saúde sofreria uma redução, o que em termos monetários corresponde a R\$ –1,16 milhões. Uma possível explicação para isso, é que, dado que as famílias estão adquirindo mais planos, e como estes oferecem cobertura para os serviços de saúde, elas diminuiriam o consumo de saúde via desembolso direto. Além disso, é possível verificar uma realocação do consumo em direção a “bens não saúde” em detrimento a “bens saúde” (66 produtos apresentariam uma variação positiva no consumo). Dentre esses “bens não-saúde” destacam-se produtos agropecuários e serviços. Ainda que não esteja modelado nesse estudo, esse novo padrão de consumo poderia ser atribuído a uma mudança comportamental dos agentes, os quais ao se sentirem mais protegidos após a aquisição de planos e seguros, passam a cuidar menos da saúde, (evidenciado também pela redução no consumo de medicamentos) além de ficarem mais protegidos contra os gastos *out-of-pocket*.¹⁶

Ainda relacionado a essa simulação, apenas o consumo de material médico hospitalar e odontológico responderia de forma positiva, elevando seu nível de atividade e emprego em 0,002%. Essa categoria abrange desde seringas, aparelhos de raios-X, aparelhos eletrônicos para hospitais, fabricação de mobiliários médico e odontológico, até aparelhos e calçados ortopédicos, aparelhos auditivos e muletas. Esses são produtos considerados preços inelásticos, com poucos, ou até mesmo nenhum substituto, o que justifica seu consumo permanecer positivo. Além disso, pode estar relacionado também com os desenhos dos planos de saúde no Brasil, que em geral, não cobrem esse tipo de gastos. No entanto, essa categoria está agregada com os aparelhos médicos e odontológicos, sendo que a soma das duas

¹⁶Significa o desembolso direto por parte das famílias com cuidados de saúde, sendo tais gastos, geralmente, muito elevados. Para maiores detalhes sobre nomenclaturas da economia da saúde ver Culyer (2005).

apresenta uma retração de R\$ –0,018 milhões. Por fim, a retração que seria observada nos serviços de saúde pelas famílias é igual a R\$ –1,16 milhões.

No que concerne à simulação 3 – elevação do consumo de medicamentos humanos – as categorias serviços de saúde e plano de saúde, apresentariam uma redução no consumo das famílias no valor de R\$ –6,00 milhões e R\$ –0,44 milhões, respectivamente. Deste modo, uma possível explicação para esse resultado seria o fato de que, dado que as famílias estão consumindo mais medicamentos, esses estariam sendo suficientes para atender as necessidades de saúde das famílias, ou até mesmo estariam atuando como um cuidado preventivo, e, por esses motivos, reduziriam a necessidade e, por conseguinte o consumo dos serviços de saúde. Não obstante, é preciso cautela nesta interpretação, uma vez que esses serviços englobam tanto cuidados preventivos e curativos, quanto cuidados relacionados com atenção à saúde (psicologia, nutrição, banco de leite) e assistenciais (asilos, orfanatos, reabilitação, dentre outros). Já a redução no consumo de aparelhos e materiais para uso médico pelas famílias seria de R\$ –0,08 milhões.

Quando o deslocamento da demanda ocorre para aparelhos e materiais para uso médico e hospitalar (simulação 4), embora represente uma parcela pequena do consumo familiar com saúde, todos os outros subprodutos da saúde sofrem uma retração no consumo. Isso pode ser parcialmente justificado pelo possível aumento do preço para as famílias ocorrida com os aparelhos e materiais, pela lei da oferta e da demanda. Em termos monetários, as reduções que seriam ocasionadas pela unidade representativa família seria de R\$ –0,27 milhões nos medicamentos humanos, R\$ –0,04 milhões nos planos de saúde e a maior queda seria nos serviços de saúde, R\$ –1,19 milhões.

4.2. Análise de Bem Estar

Conforme explicitado anteriormente, a mensuração do bem-estar foi realizada em termos monetários com base na variação equivalente da renda. A variação equivalente pode ser definida como o valor monetário que seria necessário transferir para uma família representativa, se uma mudança de política não ocorresse, para manter o mesmo nível de utilidade observado caso a mudança tivesse se verificado (Layard e Walters, 1978). A medida Hicksiana de VE consideraria o cálculo da mudança hipotética na renda ao nível de preços do novo equilíbrio (Bröcker e Schneider, 2002). Alternativamente, a VE pode ser mensurada como a mudança monetária no nível de renda inicial que uma família representativa necessitaria para atingir o novo nível de utilidade considerando os preços vigentes no equilíbrio inicial (Haddad, 2006).

Os resultados para a VE dos subprodutos da saúde estão expostos na tabela 3. Nota-se que a variação da renda é positiva para todas as simulações, indicando que as alterações de preços implicam em elevações da renda para o consumidor ser compensado, ou seja, precisará de mais renda para ampliar o consumo de produtos da saúde.

Tabela 3: Efeitos de bem estar nos produtos da saúde (R\$ milhões de 2005).

Simulações	Variação equivalente da renda
1. Serviços de saúde	69,32
2. Plano de saúde	12,91
3. Medicamentos humanos	41,42
4. Aparelhos/Materiais	9,50

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 3 é possível perceber que os maiores ganhos de bem estar ocorrem nas simulações 1 e 3: R\$ 69,32 milhões e R\$ 41,42 milhões, respectivamente. Dentre



os produtos da saúde consumidos pelas famílias, estes são os mais representativos na cesta de consumo: serviços de saúde (R\$ 54.067 milhões) e medicamentos humanos (R\$ 19.062 milhões). Dessa forma, um aumento no consumo de bens nos quais as famílias empreendem a maior parte do seu orçamento levaria a um maior ganho de bem-estar, se comparado com os demais bens.

Em termos monetários, a categoria plano de saúde fica em terceiro lugar nos gastos das famílias. De acordo com a simulação 2, caso o consumo de plano de saúde aumentasse o ganho de bem-estar seria de R\$ 12,91 milhões. Por fim, aparelhos e materiais de uso médico, hospitalar e odontológico são os produtos com menor participação na cesta de consumo (R\$ 4.612,01 milhões) e conseqüentemente os que precisam de menor renda para manter a utilidade da cesta original de consumo (simulação 4). Conforme citado anteriormente, essa categoria relaciona-se pouco ao consumo direto das famílias. A maior parte é utilizada indiretamente em consultórios, hospitais e demais atividades de saúde. Logo justifica ser a que necessita de menos renda para manter a utilidade original.

A fim de estabelecer uma comparação do bem-estar relativo ao aumento do consumo de bens saúde com os demais bens, realizou mais seis simulações elevando em 1% os seguintes grupos de produtos: serviços, saúde, consumo durável, semidurável, não durável e bens agrícolas. Os resultados estão dispostos na tabela 4.

Tabela 4: Efeitos de bem estar nos produtos gerais (R\$ milhões de 2005).

Simulações	Varição equivalente da renda
5. Serviços	810,54
6. Bens de saúde	130,26
7. Bens de consumo durável	119,42
8. Bens de consumo semi-durável	-88,02
9. Bens agrícolas	-101,57
10. Bens de consumo não-durável	-605,34

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das simulações.

É possível verificar que os maiores valores de bem-estar estão associados aos produtos de prestação de serviços R\$ 810,54 milhões (simulação 5), bens saúde R\$ 130,26 milhões (simulação 6), os quais abrangem todos os subprodutos do setor saúde, e bens de consumo durável R\$ 119,42 (simulação 7), respectivamente. Esse resultado positivo indica que nessas categorias os indivíduos precisariam de mais renda para ficar com o mesmo nível de utilidade que antecedia a variação dos preços. Somado a esse fato, existe o efeito-preço no vetor de consumo: quando a cesta inicial fica mais cara, o aumento necessário da renda é ampliado. O resultado positivo para esses grupos já era esperado, uma vez que se relacionam diretamente com o consumo das famílias.

O grupo de bens de consumo semidurável (simulação 8) abrange vestuário, material de construção, jornais, combustível, produtos químicos orgânicos e inorgânicos, dentre outros. A VE correspondente a essa simulação foi de R\$ -88,02 milhões. No que tange à agricultura (simulação 9), o aumento de consumo de bens agrícolas pode levar à escassez de oferta e ao aumento de preços. Logo, isto provoca diminuição no bem-estar porque a atividade agrícola repercute sobre diversos setores econômicos: aumenta o custo de produção agrícola e da pecuária, o que eleva o custo dos insumos para o setor de alimentos e para o consumo das famílias. As conseqüências são queda de atividade econômica em vários setores, que acabam espalhando seu impacto no sistema econômico como um todo.

Os produtos da categoria de consumo não durável (simulação 10), que são basicamente produtos alimentícios, apresentam o menor valor para a medida de bem-estar. Esse resultado significa que é necessária uma menor quantidade de renda para a manutenção da utilidade, o que pode ser justificado parcialmente por ser um setor que possui muitos bens substitutos.

Sumariamente, nas simulações 5, 6 e 7, referentes a serviços, bens saúde e bens de consumo durável, como a variação equivalente da renda apresentou sinal positivo, as mudanças das preferências e dos preços implicam em uma elevação na renda para compensar o consumidor. Ou seja, ele terá que ter uma renda mais elevada para poder consumir mais desses produtos. Já no que se refere às simulações 8, 9 e 10, o consumidor fica “mais rico” devido às variações de preços. Dessa forma, ele poderia ter sua renda diminuída para retornar à cesta de consumo original, mostrando que nas variações negativas, a mudança de preferência ocorre de forma mais fácil.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conforme apresentado na introdução, é de suma importância o conhecimento acerca das consequências do processo de transição demográfica pelo qual a população brasileira está passando. A expectativa de vida passou de 67 anos em 1990 para 73 anos em 2008 e as projeções indicam que irá ultrapassar os 80 anos em 2050. Dado esse cenário, espera-se uma elevação no consumo de produtos relacionados à saúde, uma vez que à medida que a idade dos indivíduos aumenta os cuidados com a saúde tornam-se mais necessários. Não obstante, é preciso levar em consideração todos os fatores que influenciam, direta ou indiretamente, o consumo de bens e serviços saúde, e não apenas a idade do indivíduo.

Dessa forma, utilizou-se no presente trabalho um modelo de Equilíbrio Geral Computável com o objetivo de avaliar o impacto de alterações no consumo das famílias em direção a bens e serviços de saúde, bem como da realocação do vetor de consumo sobre os principais indicadores macroeconômicos e sobre o bem-estar. As simulações consistem em um aumento de 1% no consumo de categorias de produtos agrupados por similaridade.

Após a aplicação de tal metodologia, os resultados aqui encontrados mostram que: i) dentre as simulações dos subprodutos do setor de saúde (Tab. 1), apenas a simulação 2, que elevaria o consumo de planos de saúde impactaria positivamente no PIB, sendo impulsionada pelo investimento, indica que a elevação nas preferências por plano de saúde requer uma economia com um nível mais elevado de PIB e maior estoque de capital; ii) O aumento de consumo de planos de saúde reduziria o consumo dos demais produtos saúde, o que pode ser parcialmente atribuído à uma mudança no comportamento das famílias as quais ao se sentirem mais protegidos após a aquisição de planos e seguros, passam a cuidar menos da saúde, (evidenciado também pela redução no consumo de medicamentos) embora não esteja modelado nesse estudo; iii) Quanto maior a participação no orçamento da unidade representativa família maior é o ganho de bem estar devido ao aumento do consumo de determinados produtos como pode ser evidenciado pelas simulações relacionadas a serviços de saúde e medicamentos humanos; iv) Nas simulações referentes a serviços, bens saúde e bens de consumo durável, como a variação equivalente da renda apresentou sinal positivo, as mudanças das preferências e dos preços implicam em uma elevação na renda para compensar o consumidor. Portanto, verificou-se que as diferentes estruturas da saúde acarretam efeitos diversificados na economia.

No que tange a análise de bem-estar, é de suma importância a avaliação de políticas com base nos seus resultados. Dentre os subprodutos da saúde, os serviços de saúde e os medicamentos humanos apresentaram maior valor: R\$ 69,32 milhões e R\$ 41,42 milhões, respectivamente. Tais bens são os mais representativos na cesta de consumo das famílias. Em terceiro lugar está a categoria plano de saúde, com uma VE no valor de R\$ 12,91 milhões. Em relação à comparação dos produtos da saúde com os demais, em primeiro lugar estão os serviços, seguido pela saúde. De forma semelhante, os que mais impactam no orçamento são os relacionados aos maiores ganhos de bem-estar.

Conforme citado anteriormente, o gasto *out-of-pocket* com saúde para as famílias é muito elevado. Dessa forma, é válido ressaltar a importância de programas sociais como, por exemplo, o Programa Farmácia Popular do Brasil, o qual fornece alguns tipos de medicamentos subsidiados para a população. A fim de aumentar os ganhos com bem-estar, uma possibilidade seria ampliar o rol de medicamentos disponibilizados e expandir a área de cobertura. Já em relação aos serviços de saúde o gasto também



é elevado, inclusive com planos de saúde, e o atendimento na rede pública nem sempre é eficiente. Diminuir o tempo de espera por tratamentos e exames no SUS, os quais são iguais na rede privada e pública, poderia levar com que as famílias usassem mais o sistema público e dessa forma teriam mais renda para gastar em outros bens, de acordo com suas preferências, o que aumentaria o bem-estar. Em outras palavras, investir na resolutividade do SUS, na compra de equipamentos, na ampliação de mão de obra especializada e modernização dos hospitais. Além disso, outra alternativa poderia ser fornecer incentivo para adquirir planos de saúde, como um subsídio ou uma redução na tributação.

BIBLIOGRAFIA

- Almeida, A. N. (2011). Elasticidades renda e preços: análise do consumo familiar a partir dos dados da POF 2008/2009. *Texto para discussão - Nereus 04-2011*. São Paulo: Núcleo de Economia Regional e Urbana.
- Andersen, R. M. (1968). A behavioral model of families' use of health services. *HSA Studies*, (25). University of Chicago Research Series, n.25.
- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1):1–10.
- Andrade, M. (2000). *Ensaio em Economia da Saúde*. Tese de Doutorado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Andrade, M. V., Domingues, E. P., Perobelli, F. S., Santiago, F., Cabral, J., & Rodrigues, L. B. (2011). Análise da estrutura do setor saúde e sua inserção na economia brasileira utilizando as matrizes de insumo-produto de 2000 e 2005. *Texto para discussão n. 424*. Belo Horizonte: Cedeplar.
- Aranibar, P. (2001). Acercamiento conceptual a la situación del adulto mayor en América Latina. In *Población y Desarrollo*, volume 21. Santiago do Chile, Chile: CEPAL.
- Ballantyne, P. J. (1999). The social determinants of health: a contribution to the analysis of gender differences in health and illness. *Scandinavian Journal of Public Health*, 27(4):290–295.
- Barata, R. B. (2008). Acesso e uso de serviços de saúde: Considerações sobre os resultados da pesquisa de condições de vida 2006. *São Paulo em Perspectiva*, 22(2):19–29.
- Barata, R. B., Almeida, M. F., Montero, C. V., & Silva, Z. P. (2007). Health inequalities based on ethnicity in individuals aged 15 to 64, Brazil, 1998. *Cadernos de Saúde Pública*, 23(2):305–313.
- Barreto, F. A. F. D. (1997). *Três ensaios sobre reforma de sistemas previdenciários*. Tese de Doutorado, Escola de Pós Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- Bloom, D. E. & Canning, D. (2000). The health and wealth of nations. *Science*, 287:1207–1209.
- Bröcker, J. & Schneider, M. (2002). How does economic development in Eastern Europe affect Austria's regions? A multiregional general equilibrium framework. *Journal of Regional Science*, 42(2):257–285.
- Buss, P. M. (2000). Promoção da saúde e qualidade de vida. *Ciência e Saúde Coletiva*, 5(1):163–177.
- Cabral, H. M. & de Castro, M. C. (1988). A terceira idade – um impacto na previdência social. *Anais do VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, p. 559–590. Olinda.
- Camarano, A. A. (2002). Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica. *Texto para Discussão 858*. Rio de Janeiro: IPEA.

- Camarano, A. A., Beltrão, K. I., Araújo, H. E., & Pinto, M. I. S. (1997). Transformações no padrão etário da mortalidade brasileira em 1979-1994. *Texto para Discussão 512*. Rio de Janeiro: IPEA.
- Camarano, A. A. & Pasinato, M. T. (2004). O envelhecimento populacional na agenda das políticas públicas. In Camarano, A. A. (Ed.), *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: IPEA, 1 ed., p. 253–292.
- Carvalho, J. A. M. d. & Garcia, R. A. (2003). O envelhecimento da população brasileira: um enfoque demográfico. *Caderno de Saúde Pública*, 19(3):725–733.
- De Boer, P. (2006). Modeling household behavior in a CGE model: linear expenditure system or indirect addilog? Technical report, Department of Econometrics, Erasmus School of Economics, Erasmus University Rotterdam.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1999). *Economics and consumer behavior*. United States: Cambridge University Press.
- Dixon, P. B., Parmenter, B. R., Ryland, G. J., & Sutton, J. P. (1977). ORANI: A General Equilibrium Model of the Australian Economy: Current Specification and Illustrations for Use in Policy Analysis. *First Progress Report of the IMPACT Project, 2*. Canberra: Australian Government Publishing Service.
- Dixon, P. B., Parmenter, B. R., Sutton, J. P., & Vicent, D. P. (1982). *ORANI: A Multisectoral Model of the Australian Economy*. Amsterdam: North-Holland hereafter DPSV.
- Domingues, E. P., Resende, M. F., Magalhães, A. S., & Betarelli, A. (2008). Cenário macroeconômico para a economia brasileira 2010-2025: repercussões no estado de Minas Gerais e seus municípios. *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*. ANPEC, Salvador.
- Folland, S., Goodman, A. C., & Stano, M. (2008). *A economia da saúde*. Porto Alegre: Bookman.
- Frisch, R. (1959). A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 27(2):177–196.
- Gadelha, C. A. G., Quental, C., & Fialho, B. C. (2002). Saúde e inovação: uma abordagem sistêmica das indústrias da saúde. *Cadernos de Saúde Pública*, 5.
- Haddad, E. A. (2006). Transporte, eficiência e desigualdade regional: avaliação com um modelo CGE para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 36(3):413–448.
- Harrison, W. & Pearson, K. R. (1996). *An Introduction to GEMPACK*. Australia: IMPACT Project and KPSOFT - GEMPACK User Documentation. GPD-1.
- Hicks, J. (1939). *Value and capital*. London: Clarendon Press.
- Himes, C. L. & Rutrough, T. S. (1994). Differences in the use of health services by metropolitan and nonmetropolitan elderly. *The Journal of Rural Health*, 10(2):80–88.
- Hoffmann, R. (2007). Elasticidades-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. In Silveira, F. G., Servo, L. M., Menezes, T., & Piola, S. F. (Eds.), *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*, volume 2. Brasília: IPEA, p. 463–484.
- Horridge, M., Parmenter, B. R., & Pearson, K. R. (1993). ORANI-F: A general equilibrium model of the Australian economy. *Economic and Financial Computing*, 3:71–140.
- Hulka, B. S. & Wheat, J. R. (1985). Patterns of utilization. *Medical Care*, 23(5):438–460.



- IBGE (2011). *Estatísticas da população brasileira 2011*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>.
- Johansen, L. (1960). *A multisectoral model of economic growth*. Amsterdam: North-Holland, (2nd edition 1974).
- Klein, L. R. & Rubin, H. (1948). A constant-utility index of the cost of living. *The Review of Economic Studies*, 15(2):84–87.
- Layard, P. & Walters, A. (1978). *Microeconomics theory*. McGraw-Hill, New York.
- Lima-Costa, M. F. & Veras, R. (2003). Saúde pública e envelhecimento. *Cadernos de Saúde Pública*, 19(3):700–701.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D., & Green, J. R. (1995). *Microeconomic Theory*, volume 1. New York: Oxford University Press.
- Mendoza-Sassi, R. A. & Béria, J. U. (2001). Utilización de los servicios de salud: una revisión sistemática sobre los factores relacionados. *Cuadernos Médicos Sociales*, 81:43–60.
- Nasri, F. (2008). O envelhecimento populacional no Brasil. *Einstein*, 6(Supl 1):S4–S6.
- Nicholson, W. (1978). *Microeconomic theory: Basic principles and extensions*. Thomson Learning.
- Nunes, A. (1999). Aspectos sobre a morbidade dos idosos no Brasil. In *Como vai a população brasileira?*, volume 4, n. 2. Brasília: Diretoria de Política Social do IPEA e Diretoria de Pesquisa do IBGE.
- Nunes, A. (2004). O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. In Camarano, A. O. (Ed.), *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: IPEA.
- Oliveira, F. d. & Souza, M. d. (1997). O envelhecimento populacional e a previdência social. Como vai? *População Brasileira*, 2(2):25–27.
- Perobelli, F. S. (2004). *Análise espacial das interações econômicas entre os estados brasileiros*. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo. 246f.
- Piola, S. F. & Vianna, S. M. (2002). *Economia da saúde: conceitos e contribuição para a gestão da saúde*. Brasília: IPEA.
- Powell, A. A. (1977). The IMPACT Project: An Overview-First Progress Report of the IMPACT Project, Vol. 1. Canberra: Australian Government Publishing Service.
- Ramos, L. R. & Saad, P. (1990). Morbidade da população idosa. In *Realidade Paulista*, volume 3. São Paulo: SEADE, p. 161–72.
- Saad, P. (1999). Transferência de apoio entre gerações no Brasil: um estudo para São Paulo e Fortaleza. In *Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, p. 251–80. [Mimeo].
- Sadique, M. Z., Edmunds, W. J., Smith, R. D., Meerding, W. J., De Zwart, O., Brug, J., & Beutels, P. (2007). Precautionary behavior in response to perceived threat of pandemic influenza. *Emerging Infectious Diseases*, 13(9):1307–1313.
- Sawyer, D. O., Leite, I. d. C., & Alexandrino, R. (2002). Perfis de utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4):757–776.
- Smith, R. D., Beaglehole, R., Drager, N., & Woodward, D. (2003). *Global public goods for health: a health economic and public health perspective*. Oxford University Press.

Smith, R. D., Yago, M., Millar, M., & Coast, J. (2005). Assessing the macroeconomic impact of a healthcare problem: the application of computable general equilibrium analysis to antimicrobial resistance. *Journal of Health Economics*, 24(6):1055–1075.

Zucchi, P., Del Nero, C., & Malik, A. M. (2000). Gastos em saúde: os fatores que agem na demanda e na oferta dos serviços de saúde. *Revista de Administração Pública*, 32(5):124–47.



A. APÊNDICE

A.1. Descrição dos Subsetores da Saúde

Tabela A-1: Descrição dos Subsetores da Saúde.

Produtos nas contas nacionais	Descrição
Produtos farmoquímicos	Fabricação de produtos farmoquímicos
Medicamentos para uso humano	Fabricação de medicamentos alopáticos para uso humano
	Fabricação de medicamentos homeopáticos para uso humano
	Fabricação de medicamentos para uso veterinário
Materiais para usos médico-hospitalar e odontológico	Fabricação de materiais para usos médicos, hospitalares e odontológicos
	Fabricação de aparelhos, equipamentos e mobiliários para hospitais
Aparelhos e instrumentos para usos médico-hospitalar e odontológico	Fabricação de instrumentos para usos médicos e odontológicos
	Fabricação de aparelhos para correção de defeitos físicos e aparelhos
	Serviços de prótese dentária
	Manutenção e reparação de aparelhos e utensílios para uso médico
Comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos	Comércio atacadista de produtos farmacêuticos de uso humano
	Comércio atacadista de produtos farmacêuticos de uso veterinário
	Comércio atacadista de instrumentos e materiais médico-cirúrgicos
	Comércio atacadista de próteses e artigos de ortopedia
	Comércio atacadista de produtos odontológicos
	Comércio varejista de produtos farmacêuticos s/ manipulação de fórmulas
	Comércio varejista de produtos farmacêuticos homeopáticos
	Comércio varejista de produtos farmacêuticos c/ manipulação de fórmulas
	Comércio varejista de artigos médicos e ortopédicos
Comércio varejista de medicamentos veterinários	
Comércio atacadista e varejista	Comércio atacadista de máquinas, aparelhos e equipamentos
Planos de saúde – inclui seguro saúde	Seguro saúde
	Planos de saúde
Serviços de atendimento hospitalar	Atividades de atendimento hospitalar
	Atividades de atendimento a urgências e emergências
Outros serviços relacionados com atenção à saúde	Atividades de clínica médica (clínicas, consultórios e ambulatórios)
	Atividades de clínica odontológica (clínicas, consultórios, ambulatórios)
	Serviços de vacinação e imunização humana
	Outras atividades de atenção ambulatorial
	Atividades dos laboratórios de anatomia patológica/citológica
	Atividades dos laboratórios de análises clínicas
	Serviços de diálise
	Serviços de raio-x , radiodiagnóstico e radioterapia
	Serviços de quimioterapia
	Serviços de banco de sangue
	Outras atividades de complementação diagnóstica e terapêutica
	Serviços de enfermagem
	Serviços de nutrição
	Serviços de psicologia
	Serviços de fisioterapia e terapia ocupacional
	Serviços de fonoaudiologia
	Serviços de terapia de nutrição enteral e parenteral
	Outras atividades de serviços profissionais da área de saúde
	Atividades de terapias alternativas
	Serviços de acupuntura
Serviços de banco de leite materno	
Serviços de banco de esperma	
Serviços de banco de órgãos	
Serviços de remoções	
Outras atividades relacionadas com a atenção à saúde	
Serviços veterinários	Serviços veterinários
Serviços sociais privados	Asilos
	Orfanatos
	Albergues assistenciais
	Centros de reabilitação para dependentes químicos com alojamento
	Outros serviços sociais com alojamento
	Centros de reabilitação para dependentes químicos sem alojamento
	Outros serviços sociais sem alojamento

A.2. Descrição do Modelo

O modelo de EGC deste trabalho – BR-Saúde é um desenvolvimento do modelo ORANI (Dixon et al., 1977, 1982, Powell, 1977). A estrutura teórica do modelo segue o padrão na modelagem de EGC: todos os mercados estão em equilíbrio (a lei de Walras é satisfeita); as equações de oferta e demanda para os agentes do setor privado são derivadas de problemas de otimização (produtores minimizam custos e famílias maximizam utilidade); a função de produção das firmas apresenta uma tecnologia com retornos constantes de escala; o lucro econômico é igual a zero; e todos os agentes são tomadores de preço.

O modelo permite análises de estática comparativa e segue a tradição australiana de modelagem, do tipo Johansen (Johansen, 1960), nos quais a estrutura matemática é representada por um conjunto de equações linearizadas, e a solução das equações são obtidas em forma de variação percentual e em desvios em relação a uma solução inicial.

A operacionalização de um modelo EGC é composta por duas partes.¹⁷ A primeira é a especificação, que consiste em determinar as formas funcionais, baseadas na teoria microeconômica tradicional consolidada. A segunda parte é denominada de calibragem, e consiste na determinação de uma solução inicial. Para a execução dessas duas etapas são necessários dois tipos de dados: os provenientes da matriz de absorção (núcleo da base de dados do modelo), as quais retratam os fluxos da economia, e ainda os parâmetros comportamentais relativos às formas funcionais adotadas (como por exemplo, as elasticidades de exportação, elasticidades de substituição). O modelo foi implementado utilizando o *software* GEMPACK.

Dessa forma, a base de dados do BR-Saúde requer a calibragem de parâmetros e coeficientes. A estrutura da matriz insumo-produto do BR-Saúde foi calibrada com dados da economia brasileira para o ano de 2005. A figura A-1 representa a base de dados do BR-Saúde em três partes: matriz de absorção, matriz de produção e tarifas de importação. A primeira linha é a matriz de absorção ($V1, \dots, V6$) e representa os fluxos básicos das *commodities* para produtores, investidores, famílias, exportações, governo e variações de estoque. Cada fluxo básico contém $C \times S$ linhas. C é o número de *commodities* no modelo (i.e., 117 para a base de dados de 2005) e S é a fonte de absorção (doméstico e importado). Então, os fluxos básicos apresentam a demanda a preços básicos¹⁸ (custo de produção) para os bens (c) de origem doméstica e importada pelas firmas (i) ou pela demanda final. O coeficiente $V2BAS$, por exemplo, é o valor de (c,s) utilizado para gerar capital para a indústria i . Este coeficiente foi distribuído de acordo com o $V1CAP$ (remuneração do capital), uma vez que os dados de investimento para o Brasil não são desagregados por indústria. De $V3BAS$ até $V6BAS$, por sua vez, cada um tem uma coluna. Vale a pena mencionar que nenhum bem importado é exportado diretamente ($V4BAS$ (c , “importados”) é zero).

A matriz de margens, $V1MAR, \dots, V6MAR$, possui $C \times S \times N$ linhas e representa os valores de M *commodities* de margem usadas para facilitar o fluxo de bens entre origem e destino. No modelo existem dois tipos de margem demandados por setor e pela demanda final: comércio e transporte. Dessa forma, por exemplo, $V1MAR$ e $V2MAR$ são os valores de margem de *commodities* necessárias para facilitar o fluxo de (c,s) para a indústria I , tanto para a produção atual quanto para a criação de capital. Como os dados de margem para o Brasil não são distribuídos por agentes (indústrias e demanda final), a solução foi utilizar uma taxa (margem de comércio e transporte/valor total básico) ponderada por cada $V1BAS$ até $V6BAS$. Esse procedimento não foi aplicado para o governo e variações de estoque, já que ambos, na prática, não são demandantes de margens.

As matrizes de impostos sobre vendas, $V1TAX, \dots, V6TAX$, por sua vez, correspondem aos valores agregados do IPI, ICMS e outros impostos menos subsídios para todos os agentes (exceto estoques) e possui $C \times S$ linhas. Por exemplo, $V1TAX$ é o imposto sobre as vendas no fluxo de *commodities* (c,s)

¹⁷Para maiores detalhes ver Haddad (2006).

¹⁸É válido destacar que os preços básicos mais as margens e os impostos líquidos correspondem aos fluxos a preços de mercado.



Figura A-1: Núcleo da base de dados do modelo BR-Saúde.

		MATRIZ DE ABSORÇÃO					
		1	2	3	4	5	6
		Produtores	Investidores	Famílias	Exportações	Governo	Estoques
Dimensões		i	i	1	1	1	1
Fluxos Básicos	c x s	V1BAS	V2BAS	V3BAS	V4BAS	V5BAS	V6BAS
Margens	c x s x m	V1MAR	V2MAR	V3MAR	V4MAR	V5MAR	n/a
Impostos	c x s x h	V1TAX	V2TAX	V3TAX	V4TAX	V5TAX	n/a
Trabalho	o	V1LAB					
Capital	1	V1CAP					
Terra	1	V1LND					
Impostos sobre a Produção	1	V1PTX					
Outros Custos	1	V1OCT					

	Matriz de Produção	Tarifas de Importação
Dimensão	i	1
c	MAKE	V0TAR

Fonte: Elaboração própria.

para a indústria i . Assim como ocorrem com as margens, os dados para impostos sobre as vendas não são distribuídos por agentes, então se utiliza a mesma solução adotada para as margens: calcula-se uma taxa (impostos sobre as vendas/valor básico total) ponderada por cada $V1BAS$ até $V6BAS$. Embora o modelo permita relações de incidência de imposto nos fluxos de exportações, esses fluxos são isentos de impostos de acordo com a lei brasileira ($V4TAX = 0$).

O valor adicionado das matrizes mostram os pagamentos por indústrias pelos seus usos de trabalho, capital e terra, bem como seus pagamentos de impostos sobre a produção e outros custos. $V1LAB_0$ foi calibrado com o valor dos salários e encargos sociais do Brasil. Nesse modelo, existe apenas um tipo de trabalho. Usando a mesma base de dados, $V1CAP$ foi calibrado com informações referentes à oferta bruta e $V1PTX$ com valores de “outros impostos sobre a produção”. $V1OCT$ representa outros custos e foi calculado como resíduo. É interessante notar que os elementos do coeficiente $V1LND$ (renda da terra) são iguais à zero, devido à ausência de informações nos dados utilizados.

Os outros dois conjuntos de dados esboçados na figura A-1 são $MAKE$ e $V0TAR$. $V0TAR$ é um vetor $C \times 1$ e representa as receitas tarifárias dos bens importados (impostos de importação). A matriz multiprodutos $MAKE$, por sua vez, é o produto (valores a preços básicos) da commodity c pela indústria i (matriz de produção conjunta). Os dois coeficientes também são calibrados com dados da matriz insumo produto brasileira do ano de 2005. Na base de dados do BR-Saúde tanto a matriz de absorção quanto a de produção conjunta satisfazem as condições de balanceamento. Deste modo, o teste de homogeneidade¹⁹ foi verificado.

¹⁹Dada a estrutura teórica do modelo, homogêneo de grau zero para modificações no numerário, implementa-se um teste de homogeneidade. Esse teste consiste em aplicar um choque de 1% no numerário do modelo e espera-se que todas as variáveis nominais aumentem em 1%, e todas as reais permaneçam inalteradas. Os resultados dessa simulação-tese com o modelo BR-Saúde confirmaram as expectativas.

A tabela A-2 fornece uma versão estilizada das equações do BR-Saúde. O primeiro grupo (1) representa a composição dos produtos e dos insumos das indústrias. Cada indústria (i) pode produzir diversos bens (c) utilizando insumos domésticos e/ou importados, bem como fatores primários compostos (trabalho (L) e capital (K)). Em (1), a produção de cada indústria²⁰ (i) é uma função dos preços (P_1) das *commodities* domésticas e do nível de atividade [$X1TOT(i)$]. A soma da produção de todas as indústrias representa a produção total (2, $X0COM(c)$). Assumindo retornos constantes de escala na função de produção, um aumento em $X1TOT(i)$ permite a indústria (i) produzir proporcionalmente mais de todas as *commodities*. À medida que o nível de atividade cresce, a demanda por fatores primários e insumos intermediários no setor também se eleva. Consequentemente, a demanda por insumos e fatores primários depende de $X1TOT(i)$. A demanda por insumos [$X1(c,s,i)$] e fatores primários ($L(i)$ e $K(i)$) é também uma função de variáveis tecnológicas (A_{PFi}) em seus respectivos preços. A indústria (i) pode demandar dois tipos de insumos (domésticos e importados), sendo que cada um possui um preço [$P_s(c)$, $s = 1,2$]. O preço dos fatores primários, por sua vez, é o valor do salário (W) e da remuneração do capital [$Q(i)$]. Mudanças nos preços relativos dos fatores primários e dos insumos levam a uma substituição em direção aos fatores mais baratos (pressuposto de minimização de custos).

O segundo grupo apresenta as funções de criação de capital. Os insumos usados (8) também estão sujeitos ao problema de minimização de custos, no caso, dos investidores. Portanto, a demanda por insumos das *commodities* (c) da origem (s) para a criação de capital é função da quantidade de capital criado ($X2TOT(j)$) na indústria j , dos preços do insumo doméstico e importado i e de variáveis tecnológicas (A_{2j}). Estes dois últimos fatores também determinam o custo da unidade de capital ($PI(j)$), cujo valor é tratado como o preço que uma unidade pode ser vendida (o preço do ativo).

O terceiro grupo (3) descreve a demanda das famílias por *commodities*. Elas maximizam uma função de utilidade do tipo Stone-Geary (Stone, 1954) sujeitas a uma restrição orçamentária. As funções de demanda que surgem a partir dessa função utilidade são funções lineares dos preços ($P3$) e do orçamento familiar, conhecida como Sistema Linear de Gastos (*Linear Expenditure System* (LES)). $X3_{SUB}$ são os bens de subsistência, os quais são comprados independentemente dos preços. A demanda total de subsistência de cada bem é proporcional ao número de famílias (q_H) e da demanda de cada família por subsistência $A3_{SUB}(c)$. $X3_{LUX}(c)$, denominado gasto com bens de luxo, são alocados de forma remanescente no orçamento das famílias. Então, $X3_{LUX}$, são os bens de luxo, ou a diferença entre as quantidades de subsistência e a demanda total (12).

Complementando a estrutura de demanda das famílias, utiliza-se o parâmetro de Frisch e um parâmetro que mede elasticidade gasto dispêndio (EPS) das mesmas.²¹ O Parâmetro de Frisch²² (Frisch, 1959) é um parâmetro de substituição que mede a sensibilidade da utilidade marginal da renda. Ele é estimado com um valor negativo e é maior, em módulo, quanto mais pobre for a população em análise. Em outras palavras, quanto maior este parâmetro, em módulo, menor o grau de consumo de “luxo” e maior o grau de consumo de “subsistência”. O BR-Saúde emprega o valor $-1,94$,²³ estimado por Almeida (2011).

O quarto grupo avalia as exportações. Basicamente, na versão estilizada, a demanda estrangeira por *commodities* domésticas c ($X4$) depende do preço da moeda estrangeira [$PE(c)$] e de uma variável de deslocamento (A_4). Geralmente, a variável de deslocamento é exógena e representa movimentos na curva de demanda estrangeira pelo bem c . Logo, a demanda por exportações é uma função decrescente

²⁰Para as elasticidades de substituição entre origens domésticas e importadas (elasticidades de Armington) adotaram-se as elasticidades estimadas em Tourinho e Kume (2003), sendo compatibilizadas, quando necessário, aos setores do modelo.

²¹Até a elaboração desse trabalho, não foi encontrado na literatura nenhum estudo que tenha estimado a elasticidade de dispêndio para o Brasil, com abertura por decil de renda. Dessa forma, utilizou-se como *proxy* as elasticidades-renda calculadas por Hoffmann (2007).

²²Para maiores detalhes ver Dixon et al. (1977, 1982).

²³Almeida (2011) calcula as elasticidades de renda e preços para 31 produtos que compõem a lista dos 110 produtos do Sistema de Contas Nacionais, por meio da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008/2009. As estimativas obtidas serviram de base para o cálculo do parâmetro de Frisch.



do preço da moeda estrangeira. Dessa forma, uma desvalorização na taxa de câmbio causa uma elevação nas exportações.

O quinto grupo exhibe a demanda do governo por *commodities*. O nível e a composição do consumo do governo são determinados exogenamente pelas variáveis de deslocamento $A_5(c,s)$ e A_{5TOT} . $A_5(c,s)$ permite variações na composição do consumo do governo, enquanto A_{5TOT} pode ajustar os gastos do governo sujeito a uma restrição orçamentária. Na ausência de choques nas variáveis de deslocamento, o consumo agregado do governo (A_{5TOT2}) varia em função do consumo real das famílias (C). Em outras palavras, A_{5TOT2} passa a ser endógena e em função de C . No sexto grupo, as demandas por margens são proporcionais aos fluxos de *commodities* com as quais as margens estão associadas, quando a variável A_{3MAR} é exógena (A_{3MAR} permite mudança técnica no uso de margens).

O sétimo grupo apresenta as equações de equilíbrio de mercado (*market-clearing*) para as *commodities* consumidas localmente, tanto de origem nacional quanto importada. A produção (oferta) das *commodities* (c,s) é igual a soma das demandas para o mesmo bem. As *commodities* importadas não são diretamente exportadas. Como condição de balanceamento, a condição de lucro zero para a produção é satisfeita. A equação (19) mostra que a receita na indústria i é igual ao custo.

O oitavo grupo contém as regras padrão para a definição de impostos sobre as vendas para produtores, investidores, famílias e governo. As variáveis de impostos sobre a venda no modelo linearizado são tratadas como “poder de tarifas”. A equação (20) mostra o poder das tarifas indiretas como o produto de várias variáveis de deslocamento. Essas variáveis de deslocamento permitem aplicar uma redução no poder da tarifa para uma *commodity* para todos os agentes.

No grupo 9 estão as variáveis macroeconômicas. A primeira equação (21) mostra o índice de preço ao consumidor (IPC), sendo definido pelos preços ao consumidor de bens nacionais e importados (P_{31} e P_{32}). O salário real (WR) é determinado pelo salário nominal (W) deflacionado pelo IPC. Existe um deslocamento geral para os salários nominais (A_{WR}). $LTOT$ e $KTOT$ correspondem ao emprego total e ao estoque total de capital somados de todos os setores, respectivamente. Por sua vez, $PIB_{despesa}$, indica o Produto Interno Bruto pela ótica dos gastos, em termos nominais (equação 25). Como condição de balanceamento, essa variável é igual PIB renda (equação 27).

O último grupo (12) descreve a decomposição das variações na produção de uma *commodity*. Existem três razões para essas variações. Em primeiro lugar, a variação pode ser causada por um efeito do mercado local, que capta as variações no uso local (bens domésticos e importados). A equação (33) define a variação percentual nas vendas locais para as duas origens (doméstica e importada), e é representada por $x0loc(c)$, ponderada pelo montante de vendas domésticas locais [$DOMSALES(c)$]. $INITSALES(c)$ corresponde aos valores iniciais das vendas totais, ajustado por mudanças de preços no modelo. Em segundo lugar, a variação na produção pode ser explicada por um efeito de participação doméstica, a qual se refere a mudanças na composição da demanda local entre bens domésticos e importados. Nesse efeito, a variável $x0loc(c)$ é dividida por $sdom(c)$. Por fim, a variação na produção pode ser resultado de um efeito das exportações. O componente de exportação [$V4BAS(c)$] representa o fluxo das exportações ponderado pela demanda por exportações $x4(c)$.

Tabela A-2: Versão Estilizada das Equações do BR-Saúde.

Número	Grupo	Dimensão	Código
1	Composição dos produtos e dos insumos das indústrias		
	$X0(c,1,i) = X1TOT(i) * \Psi_{0c1i}(P_1)$	$N_c N_i$	(1)
	$X0COM(c) = \sum_i X0(c,1,i) + A(c)_{PF}$	N_c	(2)
	$X1(c,s,i) = X1TOT(i) * \Psi_{1csi}[P_1(c), P_2(c), A_{1i}, A_{TWIST}]$	$N_c N_S N_i$	(3)
	$L(i) = X1TOT(i) * \Psi_{Li}[W, Q(i), A(i)_{PF}]$	N_i	(4)
	$K(i) = X1TOT(i) * \Psi_{Ki}[W, Q(i), A(i)_{PF}]$	N_i	(5)
	$TOT_{PFc} = \sum_c A(c)_{PF}$ $TOT_{PFi} = \sum_j A(i)_{PF}$	1 1	(6) (7)
2	Insumos para a criação de capital e preço dos ativos		
	$X2(c,s,j) = X2TOT(j) * \Psi_{2csj}[P_1(c), P_2(c), A_{2j}, A_{TWIST}]$ $PI(j) = \Psi_{PIj}(P_1, P_2, A_{2j})$	$N_c N_S N_i$ N_j	(8) (9)
3	Demanda das famílias por commodities		
	$X3(c,s) = \Psi_{3cs}[C, P_{31}, P_{32}, A_3, A_{C/GDP}]$	$N_c N_S$	(10)
	$X3_{SUB}(c) = qH^* A3_{SUB}(c)$ $X3_{LUX}(c) = X3_S(c) - X3_{SUB}(c)$	N_c N_c	(11) (12)
4	Exportação		
	$X4(c) = \Psi_{4i}[PE(c)] + A_4(c)$	N_c	(13)
5	Demanda do governo		
	$X5(c,s) = A5(c,s) * A5_{TOT}$ $A5_{TOT} = C * A5_{TOT2}$	$N_c N_S$ 1	(14) (15)
6	Demanda por serviços de margem (por exemplo: famílias)		
	$X3MAR(c,s,m) = A3MAR(c,s,m) * X3(c,s)$	$N_c N_S N_m$	(16)
7	Importação e condição de lucro zero		
	$X0COM(c) = \sum_i X1(c,1,i) + \sum_i X2(c,1,i) + X3(c,1) + X4(c)$ $+ X5(c,1) + \sum_c \sum_s \sum_m X3MAR(c,s,m)$	N_c	(17)
	$X0IMP(c) = \sum_i X1(c,2,i) + \sum_i X2(c,2,i) + X3(c,2) + X5(c,2)$ $\sum_c P_1(c) X0(c,1,j) = \sum_c \sum_s P_S(i) X1(c,s,j) + W * L(j) + Q(j) * K(j)$	N_c N_i	(18) (19)
8	Impostos indiretos (por exemplo: exportações)		
	$T4(c) = A_{OT}(c) * A_{4T}(c)$	N_c	(20)
9	Variáveis Macroeconômicas		
	$CPI = \Psi_{CPI}(P_{31}, P_{32})$	1	(21)
	$WR = (W/CPI) * A_{WR}$	1	(22)
	$LTOT = \sum_j L(j)$	1	(23)
	$KTOT = \sum_j K(j)$	1	(24)
	$GDP_{expenditure} = C + X2TOT_{-i} * \sum_j PI(j) + X5TOT * \sum_i P_S(i)$ $+ \sum_i [PE/\Phi] * X4(i) - \sum_i [PM/\Phi] * X0IMP(i)$	1	(25)
	$PIB_{renda} = W * L(j) + Q(j) * K(j) + A(i)_{PF}$ $PIB_{renda} = PIB_{despesa}$	1 1	(26) (27)
10	Decomposição das variações na produção		
	$INITSALES(c) * DECOMP(c, "localMarket") = DOMSALES(c) * x0loc(c)$	N_c	(28)
	$INITSALES(c) * DECOMP(c, "DomShare") = DOMSALES(c) * x0loc(c) / sdom(c)$ $INITSALES(c) * DECOMP(c, "Export") = V4BAS(c) * X4(c)$	N_c N_c	(29) (30)

Fonte: Elaboração própria.

Reduzindo a Incerteza no Mercado de Seguros: Uma Abordagem via Informações de Sensoriamento Remoto e Atuária

VITOR AUGUSTO OZAKI*

ROGÉRIO COSTA CAMPOS†

Sumário: 1. Introdução; 2. Sensoriamento Remoto e Aplicações; 3. Método para a Quantificação Local das Perdas Agrícolas; 4. Modelagem Estatística da Produtividade Agrícola; 5. O Mecanismo de Indenização; 6. A Precificação do Risco Agrícola; 7. Fonte de Dados; 8. Resultados e Discussão; 9. Resultados da Análise Espectral; 10. Resultados da Modelagem Estatística e Precificação do Risco; 11. Conclusão.

Palavras-chave: Modelos espaço-temporais; Sensoriamento remoto; Seguro agrícola.

Códigos JEL: Q1.

Em qualquer contrato de seguro, dois parâmetros são fundamentais: a taxa de prêmio e a indenização. A metodologia de cálculo da taxa de prêmio é fundamental para evitar problemas de assimetria de informação, enquanto métodos de acompanhamento do objeto segurado podem ser úteis no dimensionamento e controle das perdas. Em geral, a incerteza do fluxo financeiro das empresas em um mercado contingente é elevada. O estudo propõe reduzir essa incerteza por meio de métodos alternativos de precificação baseados em modelos hierárquicos Bayesianos e no uso de informações de sensoriamento remoto. A metodologia aprimora o entendimento da dinâmica temporal e espacial do fluxo financeiro de um agente econômico no mercado de seguro agrícola considerado um dos ramos mais complexos para se operacionalizar. Os resultados mostram que a metodologia de precificação estima com relativa precisão as taxas de prêmio e o uso da geotecnologia aponta para melhoras significativas na quantificação das perdas agrícolas.

Any insurance contract includes two key parameters: the premium rate and the indemnity. The methodology for calculating the premium rate is fundamental to avoid information asymmetry problems, while methods to monitoring the insured object can be useful to measure and control losses. Usually, uncertainties in relation to the cash flow of companies in a contingent market are high. This study proposes that this uncertainty can be reduced through alternative pricing methods based on Bayesian hierarchical models and geotechnology. The methodology allows for a better understanding of the temporal and spatial dynamic of the cash flow of an economic agent in the crop insurance market in Brazil at municipality level. The results show that fair premium rates can be precisely estimated using the pricing methodology and that geotechnology brings about significant improvements in quantifying crop losses.

*Universidade de São Paulo. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Av. Pádua Dias, 11, Agronomia. Piracicaba – SP, 13418-900. E-mail: vitorozaki@gmail.com

†Universidade Federal de Pelotas, Departamento de Matemática e Estatística. E-mail: rogerio.c.campos@hotmail.com



1. INTRODUÇÃO

O sucesso do empreendimento agrícola depende fundamentalmente de fatores que estão fora do controle do produtor rural. O clima é uma das principais variáveis de impacto na produção agrícola. Fatores abióticos adversos podem reduzir drasticamente a produtividade, influenciar na volatilidade dos preços e, em última instância, levar a quedas bruscas do faturamento. São exemplos: seca, excesso de chuva, temperaturas mínimas e máximas extremas.

Dentre esses fatores, a seca é o principal causador de grandes perdas agrícolas, na medida em que afeta centenas de propriedades rurais em uma grande extensão territorial Göpfert et al. (1993). A gestão dos riscos climáticos envolve mecanismos com relações distintas entre risco e retorno. Ao longo dos anos, os produtores administraram seus riscos por meio da diversificação espacial, diversificação de culturas e diversificação intersetorial.

De forma geral, essas estratégias possuem relativa eficiência em reduzir os riscos, mas, ao mesmo tempo, comprometem o retorno esperado do empreendimento. Quase todas as estratégias de gestão de risco estão relacionadas a um maior ou menor *trade off* entre risco e retorno. O produtor pode escolher entre maximizar o retorno dado certo nível de risco, ou minimizar o risco associado ao retorno desejado. Entretanto, os mecanismos baseados no princípio da mutualidade permitem reduzir o risco sem grandes oscilações no retorno esperado. O seguro é o mais conhecido e comercializado nos dias atuais em muitos países e em diferentes setores econômicos. Basicamente, o seguro é um mecanismo pela qual se transfere uma despesa futura e incerta (dano), de valor elevado, por uma despesa antecipada e certa, de valor relativamente menor (prêmio).

No setor agropecuário brasileiro, o seguro comercial em grande escala teve início em 1954, por meio da Companhia Nacional do Seguro Agrícola. A companhia operou durante treze anos e foi encerrada em 1966. Desde então, apenas uma empresa operou o seguro rural, em caráter regional e com cobertura limitada. Nos anos 90, diversas seguradoras tentaram operar no ramo rural, mas sem sucesso.

Dentre os principais problemas enfrentados pelo mercado, o alto preço do seguro era um dos principais entraves que inviabilizava sua massificação entre os produtores rurais. Assim, em 2003, o Governo Federal sancionou a Lei que reduziu o prêmio do seguro incentivando a demanda pelos produtores rurais. Se, pelo lado da demanda, a iniciativa governamental foi eficaz, pelo lado da oferta existe ainda uma série de problemas que pode inibir o desenvolvimento do mercado.

A ausência de informações é um dos principais. Em geral, as seguradoras quantificam e precificam o risco com base em informações individualizadas das unidades seguradas. Por exemplo, no seguro automóvel é necessário que o contratante informe não apenas as características do veículo e seu local de uso, mas que também forneça informações sobre o condutor principal. Com isso, tem-se uma idéia do perfil de risco e o respectivo valor da taxa e o respectivo prêmio. Motoristas com perfil de risco mais alto pagarão mais caro pelo seguro.

No caso do seguro agrícola, a ideia é a mesma. A diferença é que as informações de produtividade agrícola das propriedades rurais são praticamente inexistentes. Nesse contexto, as seguradoras utilizam informações agregadas por municípios provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como consequência, a taxa de prêmio é municipalizada. Em outras palavras, todos os produtores rurais em um mesmo município pagam a mesma taxa de prêmio independente do seu nível tecnológico.

Uma implicação direta desse fato é o aumento considerável do problema da seleção adversa. Ou seja, produtores de baixo risco com alta produtividade serão desencorajados a demandar pelo seguro, pelo fato de considerarem a taxa de prêmio alta em relação ao seu risco. Por outro lado, produtores de alto risco estarão mais propensos a demandar pelo seguro aumentando consideravelmente a probabilidade de que o total de indenizações supere o total de prêmios ganhos. Além disso, o IBGE libera a estimativa de produtividade agrícola municipal defasada em dois anos, ou seja, para o ano de 2011 utiliza-se a estimativa da produtividade até 2009, visto que essa é a última informação liberada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Outro agravante refere-se a metodologia atuarial de cálculo da taxa de prêmio do seguro. A precificação do risco está baseada nas séries históricas de produtividade agrícola, que apresentam algumas peculiaridades: presença de tendência (ao longo dos anos, os produtores investiram em tecnologia, aumentando consideravelmente sua produtividade), auto correlação, correlação espacial, heteroscedasticidade e pequeno número de observações nas séries históricas. Os métodos de precificação utilizados pelo mercado em outros ramos raramente se aplicam no caso agrícola. Por isso é necessário utilizar metodologias alternativas de precificação que levem em conta tais peculiaridades (Ozaki et al., 2008a,b).

Nesse contexto, o uso de metodologias inadequadas e a falta de informação impossibilitam a correta precificação do risco pelas seguradoras. Sem a correta precificação, as seguradoras podem estar sub ou superestimando o total ganho em prêmios, ou seja, sua receita. Nos dois casos, há problemas. No primeiro caso, ela perde receita, e no segundo, a seleção adversa se agrava ainda mais.

Se existe incerteza pelo lado das receitas, com relação às despesas ela é ainda maior. No início da safra não se sabe ao certo qual será o percentual de perdas ao longo da safra. O que se sabe ao certo é a responsabilidade total assumida pelo mercado segurador. Em 2009, por exemplo, o capital segurado (responsabilidade) foi de pouco mais de US\$ 4 bilhões. Desse total, o mercado indenizará uma parte correspondente ao percentual de perdas.

Destaca-se que as indenizações estão diretamente relacionadas a redução da produtividade agrícola. Por isso, é fundamental monitorar as lavouras ao longo da safra com o objetivo de antever possíveis perdas (sinistros). Embora os vistoriadores de campo forneçam algumas informações sobre a situação das lavouras, ainda não existe uma metodologia utilizada pelo mercado que forneça informações atualizadas e sistematizadas para grandes extensões territoriais.

Nesse contexto, o estudo propõe o uso de uma ferramenta capaz de fornecer informações sobre a variação espacial detalhada do estado das culturas. O monitoramento da safra será realizado com base no monitoramento da biomassa da cultura da soja em alguns municípios do Estado do Paraná. Relações já estabelecidas entre as variáveis biofísicas associadas ao rendimento da cultura, que podem ser quantificadas com base em imagens de satélite serão utilizadas para mapear a superfície em níveis de rendimento calibrados com base nos levantamentos do Departamento de Economia Rural, da Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná (DERAL/SEAB).

Em última análise, a proposta do estudo é dimensionar o fluxo financeiro do seguro agrícola em uma safra agrícola quantificando entradas e saídas de recursos. O fato é que existe uma grande incerteza no fluxo financeiro das seguradoras. Pelo lado das receitas, as metodologias de precificação são inadequadas e, ademais, a última informação utilizada para os cálculos da taxa de prêmio possui defasagem de dois anos. Pelo lado das despesas, não existe nenhuma informação prévia sobre a magnitude e severidade das perdas que possa auxiliar os gestores públicos e privados em tomar medidas preventivas no contingenciamento de recursos para pagamento de indenizações e planejamento de reguladores de sinistros em campo.

Nesse sentido, as análises de sensoriamento remoto (SR) são uma alternativa para quantificar a extensão espaço-temporal da severidade das perdas e devem passar a prover informações atualmente não disponíveis para determinação dos prejuízos agrícolas. Dessa forma, o estudo propõe estimar o fluxo financeiro de uma operação de seguro agrícola. Considerando a entrada de receitas, o artigo propõe uma metodologia estatística alternativa de precificação do risco que leve em conta uma série de peculiaridades presentes nos dados de produtividade agrícola e o uso de covariáveis que a influenciam. Para o cálculo das despesas, considera-se que os prejuízos sejam quantificados pelo sensoriamento remoto utilizando as imagens de satélite para o entendimento da dinâmica espacial das perdas.

Em um contexto em que o seguro agrícola torna-se a principal ferramenta de gestão de risco rural no país, e de fundamental importância para o sistema nacional de crédito rural, o trabalho contribui para o maior entendimento dos ganhos e perdas em uma operação de seguro agrícola. Até então, a literatura abordava apenas o desenvolvimento de metodologias atuariais de cálculo das taxas de prêmio. No entanto, o sucesso do seguro agrícola depende também da possibilidade de se antecipar possíveis sinistros e prever com antecedência os prejuízos na carteira agrícola.



A estrutura do artigo apresenta oito seções: a primeira mostra o sensoriamento remoto e suas aplicações na agricultura, a segunda define o método para quantificação local das perdas agrícolas e, em seguida, a terceira, quarta e quinta seções detalham a modelagem estatística da produtividade agrícola e a precificação do risco. A sexta seção descreve os dados e a sétima discute os resultados. Por fim, a oitava seção conclui o estudo.

2. SENSORIAMENTO REMOTO E APLICAÇÕES

O sensoriamento remoto propicia a obtenção de informações sobre alvos terrestres sem a necessidade de haver contato físico com os mesmos (Jensen, 2000, Rosa, 1990). Para obter as informações acerca de objetos presentes na superfície terrestre, o sensoriamento remoto utiliza o princípio de que diferentes objetos possuem interações diferenciadas com a radiação proveniente do sol. Por meio da verificação dessas interações, torna-se possível relacioná-las com as condições desses objetos.

Nesse sentido, para detectar, medir e registrar a radiação eletromagnética refletida/emitada pela superfície terrestre utiliza-se o sensor remoto. O sensor é um instrumento que recebe as informações da terra e está acoplado a uma plataforma (p.ex., um satélite). De uma forma geral, um satélite pode conter um ou mais sensores.

Existem vários tipos de satélites em operação. Dentre eles destacam-se: LANDSAT, SPOT, CBERS, IKONOS, QUICKBIRD e NOAA. Os cinco primeiros satélites são destinados ao monitoramento e levantamento dos recursos naturais da superfície, enquanto os satélites NOAA (*National Oceanic & Atmospheric Administration*) fazem parte daqueles destinados principalmente aos estudos climáticos e atmosféricos.

Os valores acumulados pelo sensor são relacionados a uma determinada faixa espectral, conhecida como banda espectral. As bandas espectrais são o resultado da soma de energia em um intervalo no espectro. Normalmente, um sensor pode registrar mais do que uma banda. A imagem gerada pelo sensor fornece informações na forma de uma matriz, sendo que cada célula dessa matriz corresponde a um pixel, a menor unidade da imagem. As imagens geradas têm características próprias do sistema sensor, ou seja, sua própria resolução espacial, temporal e espectral.

A escolha das resoluções depende primariamente dos objetivos do estudo. Em estudos relacionados a agricultura, a resolução espacial depende do nível de detalhe que se pretende observar. Sobretudo busca-se definir a resolução com base na relação entre a resolução efetiva do sensor e o tamanho da área agrícola a ser “resolvida” na cena (Pax-Lenney e Woodcock, 1997). Ressalta-se o fato de que a resolução espacial está ligada à largura da superfície terrestre imageada, denominada campo de visão (*Field of View – FOV*), em cada período orbital do satélite.

Em geral, quanto maior a resolução espacial, menor a área da superfície terrestre individualizada por cada detector para um dado sensor. Consequentemente, menor será a largura da faixa imageada em cada passagem do satélite, que levará mais tempo para fazer o recobrimento total da Terra, implicando numa menor resolução temporal. Em outras palavras, quanto maior a resolução espacial menor será a frequência temporal de captura das imagens, e vice-versa.

As aplicações do sensoriamento remoto podem ser encontradas em diversas áreas. São exemplos: recursos hídricos, agricultura, geologia, uso da terra, monitoramento de ambiental, estatística aplicada, saúde pública e economia (Davis et al., 1993, Naval Gund et al., 2007). Nota-se, no entanto, que existem poucos estudos que aplicam o sensoriamento remoto aos problemas relacionados a economia. Henderson et al. (2012) utilizaram dados de sensoriamento remoto para medir o crescimento econômico em níveis globais, além de verificar regiões de maior ou menor crescimento.

Na agricultura, os estudos estão baseados, na sua grande maioria, nos índices de vegetação, que relacionam as informações captadas pelos sensores com a vegetação (Junges et al., 2007). Dois índices conhecidos e vastamente utilizados na literatura são: o Índice de Vegetação por Diferença Normalizada – NDVI (Rouse Jr et al., 1974) e o Índice de Realce da Vegetação – EVI (Huete et al., 2002).

Esses índices podem ser obtidos a partir dos dados do sensor MODIS (*Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer*), disponibilizados com uma frequência de dezesseis dias e com uma resolução espacial de 250 metros. De forma geral, pode-se relacionar a produtividade agrícola com os valores acumulados do NDVI ao longo do período de desenvolvimento da planta por meio de modelos estatísticos (Fischer, 1994, Groten, 1993, Quarmby et al., 1993, Rasmussen, 1992, Wall et al., 2008).

Nos últimos anos, diversos estudos abordaram a relação entre sensoriamento remoto e agricultura. Contribuições científicas recentes incluem estimativas de resoluções temporais ótimas para o monitoramento da vegetação em escala nacional, na região do Mediterrâneo, utilizando informações do sensor MODIS/Terra na resolução de 250 m Alexandridis et al. (2008), o desenvolvimento de um novo índice de vegetação (índice Geral de Referência Unificado da Produtividade – GYURI) (Ferencz et al., 2004), aplicações de modelos agrometeorológicos-espectrais (Melo et al., 2008), relações entre NDVI (NOAA/AVHRR – *Advanced Very High Resolution Radiometer*), precipitação e o estágio fenológico da cultura (soja e feijão), nos anos de 1996 e 1997, no México (Granados-Ramírez et al., 2004), o estudo das relações (estatísticas) entre o Índice de Saúde da Vegetação, Índice de Condição da Vegetação e Índice de Condição da Temperatura, de 1982 a 2004, do AVHRR (Salazar et al., 2007).

Alguns estudos exploram, de forma mais específica, a relação entre o sensoriamento remoto e a seca nas oscilações da produção agrícola. Murthy et al. (2009) abordam a análise do comportamento dos dados NDVI oriundos de imagens NOAA/AVHRR em anos de seca e em anos normais e seu impacto na produção agrícola. Silleos et al. (2002), elaboraram um sistema de alerta que indica os percentuais de danos à cultura em momentos de estiagem. Vicente-Serrano et al. (2006) estudam o uso de dados NDVI (NOAA/AVHRR) e o índice de seca padronizado (SPI) com o objetivo de gerar um modelo de previsão da produção antes da colheita, e também, verificam a influência das variáveis sobre a produção agrícola, por meio de uma regressão linear múltipla. Wall et al. (2008) analisam o poder preditivo do NDVI e do índice de umidade cumulativo (CMI) durante a safra.

No Brasil, um dos primeiros estudos utilizando sensoriamento remoto aplicado ao monitoramento das fazendas foi realizado em 1986, pelo Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE). O objetivo do projeto foi desenvolver uma ferramenta auxiliar no processo de fiscalização do crédito agrícola em cinco municípios paulistas para as culturas de soja, trigo e cana-de-açúcar. Ao todo, 772 propriedades rurais foram mapeadas. O resultado final foi uma série de transparências com os limites das propriedades que puderam ser superpostas às imagens de satélite e, dessa forma, deu-se início à fiscalização das lavouras para fins de crédito agrícola do Banco do Brasil (Duarte, 1988).

Nesse período, outro estudo utilizando sensorialmente remoto estimou a produtividade do trigo no sudoeste paulista utilizando um modelo agrometeorológico e o índice de vegetação RVI. A produtividade agrícola foi estimada por um modelo de regressão múltipla tendo como covariáveis o RVI e a produtividade estimada pelo modelo agrometeorológico. Os resultados sugeriram que a incorporação dos dados espectrais no modelo de regressão melhorou significativamente a estimativa da produtividade em nível de propriedade rural (Rudorff e Batista, 1989).

Com o passar dos anos, o desenvolvimento tecnológico (novos sensores e o aumento da capacidade de processamento computacional) possibilitou a obtenção de resultados mais precisos e a operacionalização em larga escala do sensoriamento remoto em inúmeras aplicações. Particularmente, no universo do mercado segurador agropecuário, as geotecnologias podem ser aplicadas tanto no georreferenciamento das propriedades agrícolas como no mapeamento atualizado das lavouras, em um nível de detalhamento muito superior aos estudos supracitados.

Em outras palavras, o uso conjunto das imagens de satélite, do sistema global de posicionamento (GPS) e dos sistemas de informação geográfica (SIG) pode gerar uma grande quantidade de informações que poderão ser utilizadas pelas seguradoras e instituições bancárias (Macedo e Rudorff, 2003).

Uma aplicação direta desses resultados consiste em antecipar as frustrações de safra e, com isso, dimensionar com maior precisão o contingente de reguladores de sinistro e provisões de recursos nas seguradoras. Ressalta-se o fato de que a ocorrência de uma estiagem severa pode afetar uma grande



quantidade de propriedades rurais em uma grande extensão territorial, dificultando sobremaneira a quantificação das perdas pelos reguladores no prazo máximo permitido pela legislação (trinta dias).

3. MÉTODO PARA A QUANTIFICAÇÃO LOCAL DAS PERDAS AGRÍCOLAS

Pelo exposto acima fica evidente que a probabilidade de ocorrer determinado nível de perda de rendimento em uma dada localização é uma informação importante para estruturar as políticas de seguro agrícola. Modelos agrometeorológicos e estatísticos alimentados por variáveis meteorológicas obtidas de estações de superfície têm sido utilizados para modelar a variabilidade espacial de rendimento.

Uma séria limitação no uso dessa abordagem ocorre em função da necessidade de se fazer interpolações espaciais a partir de dados pontuais de estações de superfície. Nesse cenário, a correlação espacial das variáveis é pouco conhecida e, como consequência, ao se adotar índices climáticos como indicativo da ocorrência de sinistros, não se faz distinção entre os diferentes níveis de perda de rendimento dentro de um agregado espacial que pode ser variar consideravelmente.

Uma alternativa para estratificar o espaço agrícola em diferentes níveis de rendimento é a utilização de dados de sensoriamento remoto (SR). Imagens adquiridas por sensores em diferentes plataformas (aéreas e orbitais) possibilitam obter informações sobre o estado das culturas na resolução espacial do sensor utilizado. Como consequência, o espaço pode ser mapeado para o grau de risco em um dado momento e a perda de rendimento pode ser espacialmente desagregada e monitorada em localidades específicas.

Diversas relações biofísicas entre dados de SR e variáveis relacionadas ao rendimento das culturas são empregadas para quantificar a potencial perda de rendimento em uma dada localidade. A mais usual é explorar a relação entre as imagens de SR e a biomassa das culturas agrícolas. No senso mais comum, as imagens multiespectrais da superfície são obtidas (ao longo do ciclo agrícola) a partir de plataformas orbitais e, principalmente, as bandas espectrais posicionadas na região do vermelho (B660nm, sensibilidade à eficiência da fotossíntese) e do infravermelho próximo (B820 nm, sensibilidade ao acúmulo da biomassa) são utilizadas para o cálculo de índices espectrais (e.g. *Normalized Difference Vegetation Index* – NDVI e *Simple Ratio* – SR) relacionados ao vigor vegetativo (Nemani et al., 1993).

Nesse estudo foram utilizadas imagens do sensor MODIS para quantificar a biomassa acumulada ao longo do ciclo da cultura da soja. Em uma primeira etapa, os municípios estudados foram mapeadas com base em critérios de diferenciação espectro-temporal de alvos em uma série temporal de imagens MODIS do ano safra 2007/2008. Desse processo resultou um mapeamento que dividiu a área dos municípios nas classes (i) área agrícola (não soja), (ii) área de soja e (iii) área não agrícola. Na fase seguinte, as imagens de reflectância foram utilizadas para gerar uma série de imagens NDVI $\left(\frac{B820-B660}{B820+B660}\right)$ na qual a biomassa pôde ser extraída com base no acumulado do índice ao longo do ano agrícola 2008/2009.

Em função dos objetivos do estudo, os dados de rendimento levantados pelo DERAL foram relacionados aos dados de biomassa por meio de um modelo de regressão linear. As médias espaciais de biomassa e a produtividade agrícola por unidade regional do DERAL foram utilizadas para o ajuste da regressão. Finalmente, mapas de classes de rendimento foram calculados para diferentes níveis de produtividade segura.

Em outras palavras, uma vez que a biomassa foi determinada para cada pixel nas respectivas áreas de soja, o passo seguinte consistiu em uma análise estatística entre a média da biomassa de todos os pixels pertencentes a um município com a produtividade agrícola média do respectivo município liberada pelo DERAL. A análise foi realizada por meio de um modelo de regressão linear dado por $y_i = \alpha_1 + \alpha_2 x_i + \varepsilon_i$, em que ε é o ruído, $\varepsilon \sim N(0, \sigma_2)$, a variável resposta y é a produtividade agrícola, a variável explanatória x é a biomassa e o subscrito i representa o município. O modelo ajustado foi utilizado para estimar a produtividade agrícola tendo como base os valores da biomassa em cada pixel. Dessa forma, foram estimados de produtividade agrícola em todos os pixels correspondentes à cultura da soja.

Todos os valores de produtividade estimados foram comparados a cada nível de produtividade garantida, dada pela multiplicação dos níveis de cobertura (50, 55, 60, 65, 70%) pela média dos últimos cinco anos anteriores a 2009. Optou-se pela média dos últimos cinco anos por ser este o período comumente utilizado pelas seguradoras para o cálculo da produtividade garantida.

O cálculo do índice de perda foi feito com base nas produtividades estimadas e garantidas. Considera-se que houve perda toda vez que a produtividade estimada, em cada pixel, foi menor do que a garantida. Nesse caso, supõe-se que a perda é total, ou seja, não há perda parcial. O resultado é um percentual da área total de soja plantada no município em que houve perda para os diferentes níveis de cobertura.

4. MODELAGEM ESTATÍSTICA DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA

A modelagem estatística dos dados de produtividade agrícola é um tema amplamente explorado pelos economistas, em função de sua importância na administração de risco e seguro agrícola. Em diversos países, as séries históricas de produtividade são curtas e apresentam problemas de ordem metodológica, tais como presença de tendência (determinística e estocástica) (Anibal, 1989), variância não-constante (Yang et al., 1992, Kapiamba, 2005) e dependência temporal e espacial nos dados (Goodwin e Ker, 1998).

A precificação do risco envolve a estimação da probabilidade de perda, que está diretamente relacionada com a suposição da forma da distribuição de probabilidade. Particularmente, o interesse está na calda esquerda da distribuição. Nesse contexto, a suposição de que a distribuição seja simétrica pode ser equivocada no contexto do seguro agrícola. Assimetrias e bimodalidade podem alterar consideravelmente a probabilidade de perda e a taxa de prêmio (Ozaki e Silva, 2009).

Na literatura, algumas pesquisas apontam que a suposição de normalidade não pode ser rejeitada (Anibal, 1989, Just e Weninger, 1999). A normalidade pode ser explicada por diferenças entre as culturas agrícolas e/ou regiões, método utilizado para retirar a tendência e os testes estatísticos utilizados (Harri et al., 2008).

Outros encontraram evidências contra a normalidade (Day, 1965, Taylor, 1990, Ramírez, 1997, Ramírez et al., 2003a,b, Atwood et al., 2002, 2003). Alguns desses trabalhos sugerem o uso de diferentes distribuições, como, por exemplo, a distribuição Beta (Nelson e Preckel, 1989), Gama (Gallagher, 1987) e a família Johnson Su (Moss e Shonkwiler, 1993, Ramírez et al., 2003a,b).

Os estudos ainda diferem quanto ao tipo de abordagem estatística: paramétrica (Chen e Miranda, 2004), semi-paramétrica (Ker e Coble, 2003), não-paramétrica (Goodwin e Ker, 1998, Turvey e Zhao, 1999, Ozaki et al., 2008b), o método Bayes empírico não-paramétrico (Ker e Goodwin, 2000), a abordagem Bayesiana espaço-temporal (Ozaki et al., 2008a, Ozaki e Silva, 2009). Alguns estudos ainda comparam ajustes de distribuições e discutem suas implicações para o seguro agrícola (Sherrick et al., 2004, Norwood et al., 2004, Ramírez e McDonald, 2006, Norwood et al., 2006).

A escolha de um modelo estatístico que melhor reflita a densidade condicional da produtividade é um fator importante no cálculo atuarial. Apesar do ajuste das distribuições ser um ponto controverso na literatura, nesse trabalho a suposição de normalidade será utilizada na modelagem dos dados de produtividade. O foco está em se modelar o processo gerador dos dados da produtividade agrícola média.

Em diversos trabalhos empíricos, a única informação conhecida no momento t é o próprio tempo. Nesse contexto a densidade condicional é baseada apenas no processo temporal dos dados. Nota-se, no entanto, que os dados de produtividade agrícola seguem também um processo espacial que deve ser levado em conta (Ker e Goodwin, 2000, Ozaki et al., 2008a,b).

Uma situação desfavorável para as seguradoras ocorre quando eventos climáticos adversos atingem produtores rurais. Em outras palavras, quando ocorre uma seca, por exemplo, este fenômeno não afeta apenas um único produtor, mas muitos produtores em uma vasta extensão territorial.

Este fenômeno é conhecido como risco sistêmico ou risco de evento generalizado. Dentro do contexto do mercado de seguros, o risco sistêmico é um dos maiores problemas enfrentado pelas seguradoras.



ras privadas, no ramo rural (Miranda e Glauber, 1997). O risco sistêmico está diretamente relacionado com a presença de correlação espacial entre as unidades seguradas. Nesse caso, a extensão territorial dos danos pode ser detectada através do semivariograma, ou seja, uma função matemática que relaciona a correlação e a distância.

Goodwin (2001) estimou o decaimento da correlação espacial para anos normais e anos com incidência de seca nos EUA. No primeiro caso, a correlação espacial se reduz mais rapidamente com o aumento da distância, estabilizando-se no valor de 0,10 quando a distância entre as áreas consideradas é de aproximadamente 322 km. Considerando anos em que secas ocorreram, a medida de correlação decresceu mais vagarosamente, atingindo o mesmo nível de 0,10 a uma distância de 644 km, levando à conclusão de que em anos de ocorrência de eventos generalizados o problema do risco sistêmico é mais acentuado do que em anos normais.

Wang e Zhang (2003) utilizaram correlogramas para a determinação da estrutura de dependência espacial. O estudo mostrou que a distância máxima estimada para a correlação não negativa foi de 917 km. O estudo também leva em conta a tendência nas séries de produtividade agrícola. Desta forma, percebe-se que na maioria das vezes o processo gerador dos dados de produtividade não é constante ou estável, mas varia com o tempo.

A incorporação de novas tecnologias e métodos mais adequados de manejo permitiu ao produtor elevar sua produtividade com o passar do tempo. Assim, a produtividade observada em meados de 1980 não pode ser comparada com a produtividade em 2011, por exemplo. Para que tais produtividades sejam comparáveis é preciso que a componente de tendência seja retirada da série. Diversos métodos são utilizados na literatura para remover a tendência: lineares ou não-lineares, como, por exemplo, modelos autoregressivos-média móvel, alisamento não-paramétrico local, *splines* e regressão robusta (Woodard e Garcia, 2008, Swinton e King, 1991, Just e Weninger, 1999, Ramírez et al., 2003b, Finger, 2010).

Outro ponto importante na modelagem da produtividade é o pequeno número de observações em nível municipal, que é menor ainda em nível de propriedade rural. A escassez de uma série temporal relativamente longa impossibilita detectar variações estruturais na produtividade e, conseqüentemente, verificar a ocorrência de eventos catastróficos no decorrer da série.

Em alguns países, como, por exemplo, nos EUA, a série de produtividade agrícola regional gerada pelo órgão responsável (*National Agricultural Statistics Service – NASS*) abrange o período de 1962-2010 para a maioria das culturas. Apesar de alguns métodos terem sido sugeridos para tentar superar tal problema, tais como combinar dados de produtividade individuais e regionais ou utilizar dados agregados como *proxies* para os dados em nível de fazenda, ainda assim isto dificulta sobremaneira o trabalho de modelar a estrutura de risco do produtor de maneira acurada.

5. O MECANISMO DE INDENIZAÇÃO

O seguro analisado indeniza o segurado pelo total gasto no custeio rural, ou seja, o limite máximo de garantia é o total despendido em financiamento para o início da safra. A indenização baseia-se na produtividade agrícola (em quilogramas por hectare ou sacas por hectare), para cada propriedade agrícola I_i , que pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_i = \phi_i \max[(y_i^c - y_i), 0] \quad (1)$$

Em que:

- ϕ_i é a dedutibilidade, $0 < \phi_i < 1$;
- y_i^c é o nível de produtividade crítica ou garantida;
- y_i é a produtividade observada.

A produtividade crítica é descrita de acordo com a equação: $y_c = \alpha_i \mu_i$, em que α_i é o nível de cobertura escolhido pelo produtor, $0 < \alpha_i < 1$, e μ é a produtividade esperada do produtor. Se a produtividade agrícola no final de determinado período for menor do que a produtividade garantida escolhida pelo produtor y_i^c , então o segurado será indenizado. Seu valor é igual à diferença entre a produtividade garantida e a produtividade efetiva multiplicada por um preço. Para isso, o segurado deve pagar um prêmio e obedecer a determinadas requisições nas condições gerais do seguro.

O prêmio de seguro é o preço relativo ao risco negociado entre a seguradora e o produtor rural. Normalmente, a taxa de prêmio é calculada com base no histórico de perdas e no perfil de risco de cada segurado. Mas para isso é fundamental que exista uma série histórica relativamente longa e consistente de dados individualizados.

No caso do seguro agrícola, em função da inexistência de dados massificados de produtividade agrícola em nível de propriedade, as seguradoras utilizam os dados municipalizados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) ou no caso do Paraná, os dados do Departamento de Economia Rural, da Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do Paraná (DERAL/SEAB). Como consequência, a precificação é realizada com base nos municípios, gerando, dessa forma, taxas municipalizadas.

Esse fato cria um problema para o mercado. Em um programa de seguro facultativo, um produtor que possui um histórico de produtividade que em média é maior do que a média dos produtores de sua região ou município possivelmente não demandaria pelo seguro pagando o mesmo prêmio que um produtor que possui um histórico de produtividade inferior. A solução encontrada pelo Governo Federal foi tornar o seguro compulsório, ou seja, quando o produtor realiza o pedido de crédito rural automaticamente é atrelado o seguro agrícola. Nesse contexto, a estimação precisa da taxa de prêmio é fundamental para os produtores que serão obrigados a demandar pelo seguro quando solicitarem recursos do Sistema Nacional de Crédito Rural.

6. A PRECIFICAÇÃO DO RISCO AGRÍCOLA

A escolha de um modelo estatístico que melhor reflita a densidade da produtividade condicional é um fator importante no cálculo atuarial da taxa de prêmio. Para isso, deve-se destacar o processo gerador dos dados no momento de se modelar a produtividade agrícola (Goodwin e Ker, 1998).

Em diversos trabalhos empíricos, a única informação conhecida no momento t é o próprio tempo. Desta forma, nestas análises, a densidade condicional é baseada apenas no processo temporal gerador dos dados. Nesse estudo, incorporou-se o aspecto temporal e espacial do processo gerador dos dados, levando-se em conta os municípios vizinhos.

A modelagem da produtividade tem por objetivo prever a produtividade dois passos a frente. Porém, o fato de a série temporal estudada ser relativamente curta criou dificuldades adicionais no tocante à previsão. Isso porque o IBGE libera os dados com dois anos de defasagem. A última observação liberada pelo IBGE foi relativa ao ano de 2009. Desta forma, tentou-se ajustar um modelo que pudesse prever a produtividade nos dois anos seguintes.

Para atingir tal objetivo, optou-se por modelar a estrutura de média e deixar que a precisão permanesse constante ao longo da análise. Gelfand et al. (1998) apontam que modelar o componente de média para problemas de previsão resulta em maior efetividade.

Deste modo, considerando a média μ_{it} como sendo idêntica a $E(Y_{it})$, onde i representa o indexador da variável espacial e t a variável temporal, tal que $i = 1, 2, \dots, S$, $t = 1, 2, \dots, T$ e Y_{it} representa a produtividade no município i no tempo t .

O objetivo será modelar a média, de tal forma que μ_{it} reflita, de forma geral, as covariáveis, o efeito temporal, a variação espacial da produtividade agrícola além do efeito espaço-temporal. Por meio dos modelos hierárquicos a estrutura de dependência entre os parâmetros pode ser captada através da distribuição de probabilidade conjunta. A possibilidade de se modelar a estrutura de dependência



através de modelos hierárquicos é bastante intuitiva e facilita a visualização de cada componente na análise ao invés de modelar tal estrutura diretamente através de y_{it} .

Na notação usual, os modelos hierárquicos são determinados por estágios. Se y_{it} for considerado como condicionalmente independente em relação a μ_{it} , então os parâmetros adicionados a μ_{it} serão aleatórios. Sendo assim, se um efeito aleatório indexado por t for adicionado a μ_{it} , então, marginalmente, y_{it} refletirá a dependência temporal no decorrer de certo ano. O mesmo ocorre com um efeito indexado por i , ou seja, marginalmente, y_{it} refletirá a dependência espacial dentro de certa localidade.

Ao todo, foram ajustados dezoito modelos, desde o modelo mais simples, com apenas uma constante, até modelos mais complexos. De forma geral, a modelagem baseia-se em uma estrutura temporal ζ_t para a média do processo com a componente espacial sendo captada nas distribuições a priori.

A estrutura temporal completa é dada por:

$$\zeta_t = \sum_{j=1}^p \rho_j y_{t-j} + \sum_{m=0}^b \beta_m t_m + \sum_{n=1}^k \delta_n x_{nt} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que, $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} (N(0, \sigma^2))$, $-1 \leq \rho_j \leq 1$, e x são séries múltiplas de entrada.

Na parte determinística do modelo (2), optou-se por trabalhar com a variável t centrada para acelerar a convergência dos algoritmos Monte Carlo Markov Chain (MCMC). Desta forma, centrando t , têm-se que $t^* = (t - (N + 1) * 0.5)$. Considerou-se $p = 1$, $b = 2$ e $k = 1$ no ajuste dos modelos.

Algumas considerações quanto aos modelos de tendência estocástica devem ser colocadas. Primeiro, o parâmetro de correlação ρ foi permitido variar de acordo com a área e, segundo, uma priori permutável Normal foi atribuída ao parâmetro ρ com hiper-distribuições Normal e Inversa Gama, respectivamente, para os parâmetros de média e variância.

Distribuições a priori não-informativas foram designadas para β considerando a distribuição Normal com o parâmetro de precisão $\tau \rightarrow 0$. Se considerarmos um modelo de efeitos aleatórios, então todos os parâmetros β 's serão permutáveis, de modo que seria conveniente e razoável supor que embora os parâmetros possam ser diferentes um do outro, são provenientes da mesma distribuição populacional.

O modelo (2) capta a tendência e autocorrelação presente nos dados de produtividade. Além do processo temporal, é importante modelar o processo espacial. O comportamento da produtividade em municípios vizinhos tende a oscilar na mesma direção quando ocorre um fenômeno climático adverso, como, por exemplo, a seca. Nesse contexto, a produtividade segue um processo espaço-temporal (Ker e Goodwin, 2000).

De forma geral, a modelagem espacial pode conter covariáveis espaciais representando determinadas características de um local (Besag, 1974, Clayton e Kaldor, 1987, Cressie e Chan, 1989, Besag et al., 1991, Bernardinelli et al., 1995). Na ausência de covariáveis espaciais, as variáveis estruturadas espacialmente η_i podem captar o efeito espacial considerando a natureza geográfica de cada região. Por sua vez, as variáveis não-estruturadas espacialmente podem captar a heterogeneidade entre certas regiões, como, por exemplo, o efeito de variáveis socioeconômicas (Gelfand et al., 1998).

A identificabilidade, neste caso, é verificada no modelo hierárquico atribuindo-se distribuições a priori condicionais auto-regressivas (CAR) para as variáveis estruturadas espacialmente e distribuições a priori permutáveis para a variável não-estruturada espacialmente (Bernardinelli et al., 1995, Dreassi, 2003, Waller et al., 1997).

As variáveis estruturadas e não-estruturadas espacialmente foram incluídas no modelo (2), tal que o modelo espaço-temporal pode ser representado por:

$$\zeta_{i,t} = \sum_{j=1}^p \rho_{i,j} y_{i,t-j} + \sum_{m=0}^b \beta_{i,m} t_m + \sum_{n=1}^k \delta_{i,n} x_{nt} + \eta_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Utilizando-se do princípio da parcimônia, modelos mais simples foram considerados ao longo do trabalho. Nota-se que, devido à permutabilidade condicional dado o tempo, a distribuição à priori re-

sultante pode ser representada por $\gamma_{i,t} \xrightarrow{iid} \sim N(\mu_{i,t}^\gamma, \sigma^{2(\gamma)})$. Considerou-se para o efeito espacial $\eta_{i,t}$ no i -ésimo município, no ano t , distribuição a priori Condicional Autoregressiva (CAR). Assim, $\eta_{i,t} \sim N(\mu_{i,t}^\eta, \sigma^{2(\eta)}/n_t)$, onde $\mu_{i,t}^\eta$ é a média dos j -ésimos municípios adjacentes ao município i . Como hiper-prioris para $\sigma^{2(\gamma)}$ e $\sigma^{2(\eta)}$, foram consideradas as distribuições Gama Inversa.

Tendo em vista que o objetivo da modelagem é a previsão da produtividade, deve-se escolher um critério de escolha de modelos que possa acomodar modelos hierárquicos com efeitos aleatórios em que a dimensão é difícil de se caracterizar. Além disso, em modelos sofisticados a dimensão do modelo aumenta com o tamanho da amostra, invalidando o uso de critérios de seleção de modelos mais conhecidos e utilizados na literatura, tais como *Akaike Information Criteria* (AIC) e *Bayesian Information Criteria* (BIC). Conforme destacam Carlin e Louis (2000), o uso de prioris impróprias resulta em distribuições preditivas condicionais impróprias, limitando também o uso do fator de Bayes. Critérios baseados em validação cruzada também são de difícil aplicação para modelos mais sofisticados devido à inclusão de variáveis latentes que são definidas somente pela priori.

Nesse contexto, os critérios baseados em densidades preditivas são considerados para a escolha dos modelos Laud e Ibrahim (1995). Esses critérios são de fácil interpretação, não são baseados em pressuposições assintóticas e permitem a incorporação de distribuições a priori. Intuitivamente, pode-se dizer que bons modelos devem realizar predições próximas ao que foi observado em experimentos idênticos.

O objetivo é minimizar a perda preditiva a posteriori, denominada erro predito quadrático Gelfand e Ghosh (1998). A distribuição preditiva a posteriori é mostrada abaixo:

$$f(x_{new}|x_{obs}) = \int f(x_{new}|M)p(M|x_{obs})dM \quad (4)$$

onde M representa o conjunto de todos os parâmetros em certo modelo e x_{new} é a réplica do vetor de dados observados x_{obs} .

O critério de seleção de modelos é baseada em uma função de discrepância $d(x_{new}, x_{obs})$, sendo que o objetivo é escolher aquele que minimiza a esperança da função de discrepância, condicional a x_{obs} e M_q , onde o subscrito q representa todos os parâmetros em determinado modelo q . Para modelos Gaussianos, a função de discrepância é dada por $d(x_{new}, x_{obs}) = (x_{new} - x_{obs})^T (x_{new} - x_{obs})$ e D_m por:

$$D_{M_i} = \sum_n E [(x_{n,obs} - x_{n,new})^2 | x_{obs}, M_i] \quad (5)$$

Os autores demonstraram que $D_{M_i}^n$ pode ser fatorada em dois termos aditivos G_{M_i} e P_{M_i} , onde o primeiro $G_{M_i} = \sum_n [(x_{n,obs} - E(x_{n,new}|x_{obs}))^2]$ representa a soma de quadrado dos erros, ou seja, uma medida de qualidade de ajuste, e o segundo $P_{M_i} = \sum_n \text{var}(x_{n,new}|x_{obs})$ um termo de penalização.

Após o ajuste, seleção do modelo e previsão da produtividade dois passos à frente, o próximo passo consiste em precificar o risco. Desta forma, a taxa de prêmio (PR) será calculada levando-se em conta certo percentual α , tal que $0 \leq \alpha \leq 1$ da produtividade esperada y^e dada por:

$$\text{Taxa de Prêmio}(PR) = \frac{F_Y(\lambda y^e) E_Y[\lambda y^e - (Y|y < \lambda y^e)]}{\lambda y^e} \quad (6)$$

Em que E é o operador de esperança e F a distribuição cumulativa da produtividade (Goodwin e Ker, 1998). No contexto Bayesiano, a taxa de prêmio pode ser derivada diretamente do modelo (Ozaki et al., 2008a,b).

Se y for reparametrizado, de forma que, $y^* = y/\lambda y^e$, então a Eq. (6) será:

$$PR = P(y^* < 1) E_{y^*} [1 - (y^* | y^* < 1)] \quad (7)$$



Após algumas simplificações, a equação da taxa de prêmio se reduz a Eq. (8):

$$PR = \int w f(w) dw \quad (8)$$

Em que, $w = 1 - y^*$ e $PR = E[wI(0 < w < 1)]$. Nota-se que, em função da mudança de variável, o suporte também mudou, de forma que w se situa entre 0 e 1.

7. FONTE DE DADOS

As informações espaciais utilizadas no mapeamento das áreas de soja foram imagens LANDSAT/TM 5. As imagens foram previamente registradas utilizando como base o produto GEOCOVER fornecido pela NASA. O mapeamento foi desenvolvido utilizando o software SPRING, disponibilizado gratuitamente pelo INPE.

Para a precificação do risco utilizou-se a produtividade agrícola em quilogramas por hectare, provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do período de 1997 a 2009. As informações de precipitação acumulada são provenientes da Agência Nacional de Águas (ANA), da segunda quinzena de janeiro à primeira quinzena de março, período crítico para a soja na região de estudo. Os dados de custeio agrícola por município foram obtidos junto ao Banco Central, em milhões de reais, para o ano safra 2008/09.

A região de estudo compreende doze municípios do estado do Paraná em cinza escuro (Fig. 1). Os municípios em cinza claro representam os municípios vizinhos utilizados para construir a estrutura de vizinhança da modelagem estatística.

Em particular, os municípios analisados são: C1 – Assis Chateaubriand; C2 – Formosa do Oeste; C3 – Iracema do Oeste; C4 – Jesuítas; C5 – Juranda; C6 – Maripá; C7 – Nova Aurora; C8 – Palotina; C9 – Quarto Centenário; C10 – Rancho Alegre do Oeste; C11 – Tupãssi; C12 – Ubitatã. Os municípios vizinhos são: Terra Roxa, Francisco Alves, Iporã, Brasilândia do Sul, Alto Piquiri, Mariluz, Goioerê, Janiópolis, Boa Esperança, Mamborê, Campina da Lagoa, Braganey, Iguatu, Anahy, Corbélia, Cafelândia, Cascavel, Toledo e Nova Santa Rosa.

Na safra 08/09, o estado do Paraná foi o segundo maior produtor de soja com, aproximadamente, 17% do total produzido no país. Os municípios selecionados no estudo respondem por quase 20% de toda a soja produzida no estado com quase 1,9 milhões de toneladas.

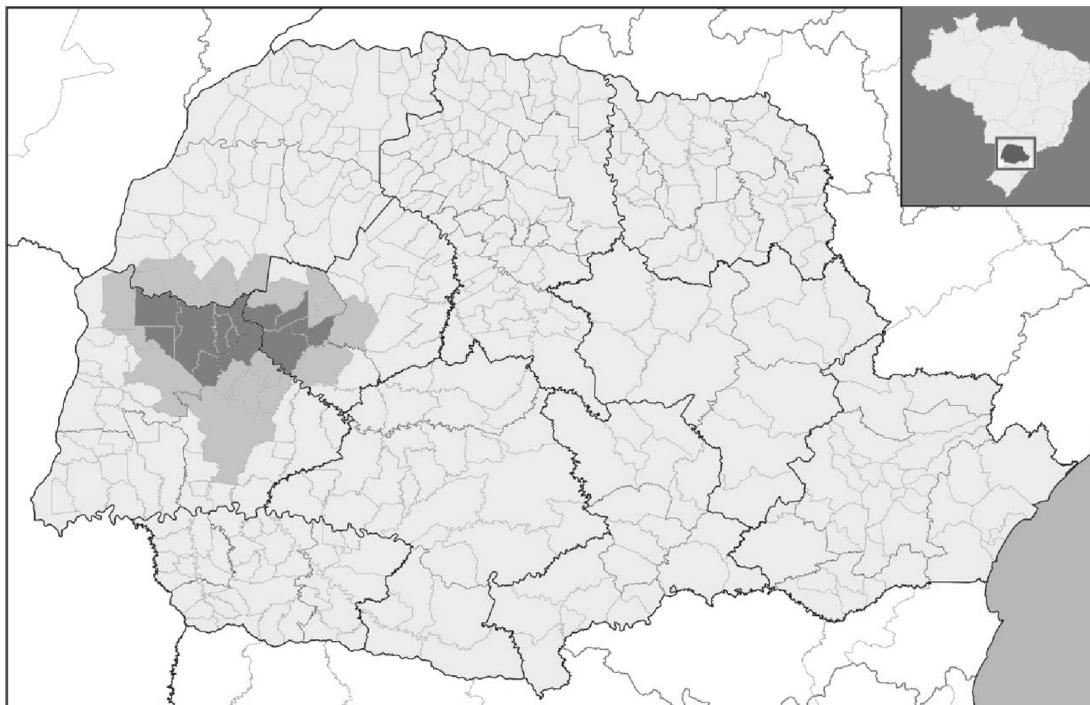
8. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados serão mostrados em duas partes: a primeira referente à análise espectral que resultou na quantificação das perdas na safra 2008/09, por município, e a segunda à precificação do risco utilizando a abordagem espaço-temporal.

Antes da discussão, porém, é importante ressaltar as suposições associadas à modelagem: i) em cada município, considerou-se que todas as fazendas estão seguradas; ii) em caso de sinistro, existe apenas a situação de perda total (não há perda parcial); iii) as taxas são estabelecidas para cada município, ou seja, todos os produtores em um mesmo município pagam a mesma taxa de prêmio; iv) a franquia dedutível é igual a zero; v) a taxa de prêmio é atuarialmente justa, ou seja, é igual à indenização esperada (não há inclusão dos custos administrativos, operacionais e lucro).

9. RESULTADOS DA ANÁLISE ESPECTRAL

As tabelas 1 a 5 mostram os percentuais das áreas de cada município em que a produtividade agrícola foi menor do que a produtividade garantida nos níveis de cobertura de 50, 55, 60, 65 e 70%. Por exemplo,

Figura 1: Municípios selecionados para o estudo.

Fonte: Elaborado pelos autores.

na tabela 1, ao nível de cobertura de 50%, o município C8 apresentou um percentual de perdas de 44,9% em relação ao total plantado no município.

Como se supõe que todas as fazendas no município estão seguradas e que ocorrem apenas perdas totais, o percentual de perda revela o percentual das áreas em que a produtividade estimada foi menor do que a produtividade garantida. Assim, para o município C8, quase 45% da área plantada apresentou perda total. Por outro lado, não houve perda em 39,4% da área. A área restante corresponde a áreas não cobertas por soja no município.

Os resultados mostram que, como esperado, quanto maior o nível de cobertura, maior o índice de perda. Todos os municípios apresentam perdas maiores do que 10%. Ao nível de 70% de cobertura, o município com maior percentual de perda foi C1 (Assis Chateaubriand), com pouco mais de 70%, seguido dos municípios C6 (Maripá) e C8 (Palotina), respectivamente. Esses resultados evidenciam o fenômeno do risco sistêmico entre municípios, visto que os três municípios são vizinhos (oeste da região analisada).

O percentual da área total sem quebra representa o total da área plantada que não apresentou redução da produtividade abaixo da cobertura. O restante da área não possui soja. A figura 2 ilustra a queda de rendimento na região.

Os mapas de queda de produtividade fornecem uma visão mais precisa das regiões de prejuízo. Em todos os níveis de cobertura, nota-se claramente que a região oeste foi a mais afetada, em função de baixos índices de precipitação e umidade, e temperatura média elevada. No centro e na região leste, ocorreram perdas, mas em geral, a soja se desenvolveu e houve boa produtividade.

Os resultados seguem a tendência do estado do Paraná de elevada redução da produtividade. Dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento revelam que o índice de sinistralidade (divisão

**Tabela 1:** Percentual da área com redução de rendimento ao nível de cobertura de 50%.

Município	% Área total COM quebra	% Área total SEM quebra
C1	48,0	41,9
C2	17,7	42,7
C3	11,1	65,8
C4	17,8	40,5
C5	14,4	71,3
C6	46,3	40,0
C7	21,5	55,5
C8	44,9	39,4
C9	11,0	70,3
C10	16,8	67,6
C11	16,0	78,2
C12	13,7	60,0

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2: Percentual da área com redução de rendimento ao nível de cobertura de 55%.

Município	% Área total COM quebra	% Área total SEM quebra
C1	55	35
C2	21,6	38,8
C3	15,1	61,9
C4	20,9	37,3
C5	18,2	67,6
C6	52,8	33,5
C7	26	51
C8	51,5	32,7
C9	14,6	66,6
C10	21,5	62,9
C11	20,7	73,5
C12	18,2	55,4

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3: Percentual da área com redução de rendimento ao nível de cobertura de 60%.

Município	% Área total COM quebra	% Área total SEM quebra
C1	61,3	28,7
C2	25,1	35,3
C3	18,7	58,3
C4	24,4	33,9
C5	22	63,8
C6	58,6	27,7
C7	31,2	45,8
C8	57,1	27,1
C9	19	62,3
C10	25,9	58,5
C11	26,7	67,5
C12	23,3	50,3

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4: Percentual da área com redução de rendimento ao nível de cobertura de 65%.

Município	% Área total COM quebra	% Área total SEM quebra
C1	66,5	23,5
C2	28,8	31,6
C3	22,4	54,6
C4	27	31,3
C5	25,8	59,9
C6	63,9	22,4
C7	36,5	40,5
C8	62,5	21,7
C9	23,9	57,3
C10	31,7	52,8
C11	33	61,2
C12	29,1	44,5

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 5:** Percentual da área com redução de rendimento ao nível de cobertura de 70%.

Município	% Área total COM quebra	% Área total SEM quebra
C1	71,4	18,6
C2	32,6	27,8
C3	25,8	51,2
C4	30,1	28,2
C5	29,9	55,9
C6	68,6	17,7
C7	41,7	35,3
C8	66,5	17,7
C9	28,9	52,3
C10	36,4	48
C11	38,7	55,5
C12	34,8	38,9

Fonte: Resultados da pesquisa.

do total de prêmios arrecadados pelo total de indenizações pagas) do estado foi da ordem de 0,41, sendo que a soja foi uma das maiores responsáveis pelo resultado negativo, visto que quase 65% da contratação do seguro agrícola no estado foi devido a cultura da soja.

Ademais, observa-se certa similaridade entre a estimativa de perdas realizada pelo governo e pelo estudo. Enquanto a redução da produção (em toneladas) estimada pelo governo, segundo Hubner (2009), foi da ordem de 45,1% para a região, os resultados do estudo sugerem que o nível médio de perdas para os municípios selecionados foi de 42,1% considerando o nível máximo de cobertura.

10. RESULTADOS DA MODELAGEM ESTATÍSTICA E PRECIFICAÇÃO DO RISCO

Dentre todos os modelos propostos, o modelo que melhor se ajustou aos dados é dado por:

$$y_{i,t} \sim N(\mu_{i,t}, \tau)$$

$$\mu_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \beta_{1i} + \beta_{2i} t^* + \delta_{1i} x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Com distribuições a priori dadas por: $\rho_i \sim (N(\mu^\rho, \tau^\rho), \beta_{1i} = \varphi_{1i} + \nu_1, \beta_{2i} = \varphi_{2i} + \nu_2, \varphi_{1i}; \varphi + 2i \sim CAR(\mu_i, \sigma^2/n_i)$, distribuições a priori Normal para $\nu_1, \nu_2, \delta_{1i}, \mu^\rho$, com média zero e precisão 10^{-6} , distribuições a priori Gama Inversa para τ, τ^ρ .

O modelo ajustado difere do modelo geral (3), dado que as variáveis latentes não foram incluídas no modelo. A diferença é que a distribuição a priori condicional auto-regressiva foi associada aos parâmetros β 's. A tabela 6 mostra os valores esperados dos parâmetros, desvios-padrões e percentis, 5% e 95%. Pode-se confirmar que todos os parâmetros foram estatisticamente diferentes de zero.

As taxas de prêmio foram calculadas levando-se em conta os níveis de cobertura de 50 a 70% (Tab. 7).

Ressalta-se que o prêmio pago pelo produtor rural é municipalizado, ou seja, todos os produtores localizados em um mesmo município pagarão o mesmo valor para a seguradora. Nesse contexto, levando-se em conta a suposição de que todas as propriedades rurais adquirem seguro agrícola, o total de prêmios ganhos pela seguradora será dado pela multiplicação da taxa de prêmio pelo financiamento

Tabela 6: Parâmetros estimados, desvio-padrão e percentis.

Parâmetro	Município	Média	Desvio-padrão	5%	95%
β_0	C1	50,67	44,47	-5,42	105,3
	C2	47,65	41,64	-6,67	102,3
	C3	48,16	45,3	-7,43	102,8
	C4	48,3	42,72	-7,03	103,1
	C5	47,62	41,96	-7,79	103
	C6	53,86	61,3	-5,7	108,4
	C7	47,73	40,41	-7	101,9
	C8	53,82	56,43	-5,27	108,6
	C9	49,1	42,06	-6,39	104,5
	C10	48,56	42,36	-6,81	103
	C11	48,41	44,54	-6,52	102,8
	C12	48,38	41,42	-6,91	102,3
β_1	C1	-8,579	9,034	-22,61	6,035
	C2	-8,515	8,97	-22,53	6,19
	C3	-8,444	9,127	-22,57	6,5
	C4	-8,483	9,007	-22,45	6,355
	C5	-8,43	8,95	-22,45	6,292
	C6	-8,65	9,207	-22,94	6,158
	C7	-8,442	8,938	-22,39	6,254
	C8	-8,646	9,101	-22,83	6,177
	C9	-8,438	8,954	-22,39	6,321
	C10	-8,41	8,963	-22,42	6,269
	C11	-8,515	9,008	-22,55	6,251
	C12	-8,382	8,935	-22,33	6,265
δ_1	C1	2,19	1,021	0,552	3,857
	C2	1,99	1,052	0,259	3,73
	C3	1,94	1,191	0,011	3,901
	C4	2,217	1,201	0,308	4,173
	C5	1,989	1,254	-0,098	4,018
	C6	1,204	1,227	-0,799	3,173
	C7	2,659	1,212	0,672	4,674
	C8	2,343	1,194	0,423	4,364
	C9	2,125	1,321	0,015	4,371
	C10	1,889	1,142	0,049	3,751
	C11	3,814	1,347	1,649	6,109
	C12	2,053	1,173	0,243	3,9
ρ	C1	0,662	0,12	0,463	0,8553
	C2	0,701	0,129	0,491	0,9125
	C3	0,728	0,134	0,51	0,947
	C4	0,703	0,131	0,491	0,9107
	C5	0,756	0,13	0,549	0,9711
	C6	0,784	0,132	0,571	0,9934
	C7	0,628	0,142	0,395	0,8556
	C8	0,674	0,127	0,457	0,8729
	C9	0,759	0,134	0,534	0,9734
	C10	0,768	0,129	0,555	0,9748
	C11	0,569	0,134	0,344	0,7802
	C12	0,749	0,134	0,539	0,9586

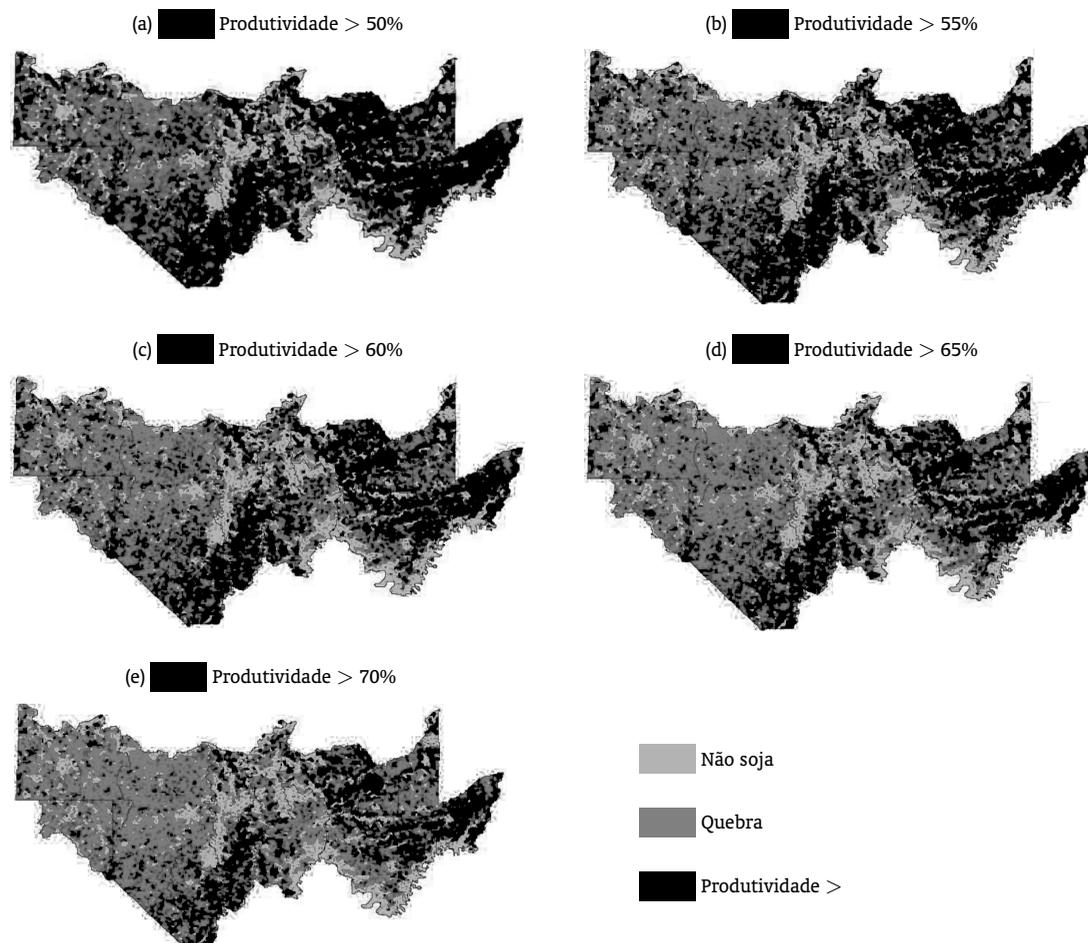
Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 7:** Taxas de prêmio por município para os níveis de cobertura de 50, 55, 60, 65 e 70%.

Municípios	LC %	PR %	Municípios	LC %	PR %
C1	50	3,857	C7	50	0,628
	55	4,114		55	0,696
	60	4,477		60	0,844
	65	4,987		65	1,1
	70	5,71		70	1,526
C2	50	0,805	C8	50	2,282
	55	0,894		55	2,436
	60	1,043		60	2,688
	65	1,297		65	3,068
	70	1,718		70	3,628
C3	50	0,419	C9	50	0,001
	55	0,465		55	0,004
	60	0,571		60	0,014
	65	0,769		65	0,041
	70	1,112		70	0,124
C4	50	0,486	C10	50	0,001
	55	0,54		55	0,005
	60	0,639		60	0,021
	65	0,832		65	0,054
	70	1,176		70	0,143
C5	50	0,183	C11	50	0,241
	55	0,199		55	0,26
	60	0,239		60	0,308
	65	0,337		65	0,418
	70	0,539		70	0,624
C6	50	5,352	C12	50	0,016
	55	5,681		55	0,021
	60	6,104		60	0,037
	65	6,673		65	0,086
	70	7,44		70	0,216

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2: Mapas de produtividade para os municípios analisados ao nível de cobertura (a) 50%, (b) 55%, (c) 60%, (d) 65% e (e) 70%.



de custeio total de cada município. A figura 3 mostra o total do custeio utilizado por cada município na safra 2008/09.

O resultado líquido financeiro da safra 2008/09 será dado pela diferença entre o índice de perda e a taxa de prêmio, multiplicado pelo financiamento de custeio. A tabela 8 mostra os resultados associados a cada nível de cobertura.

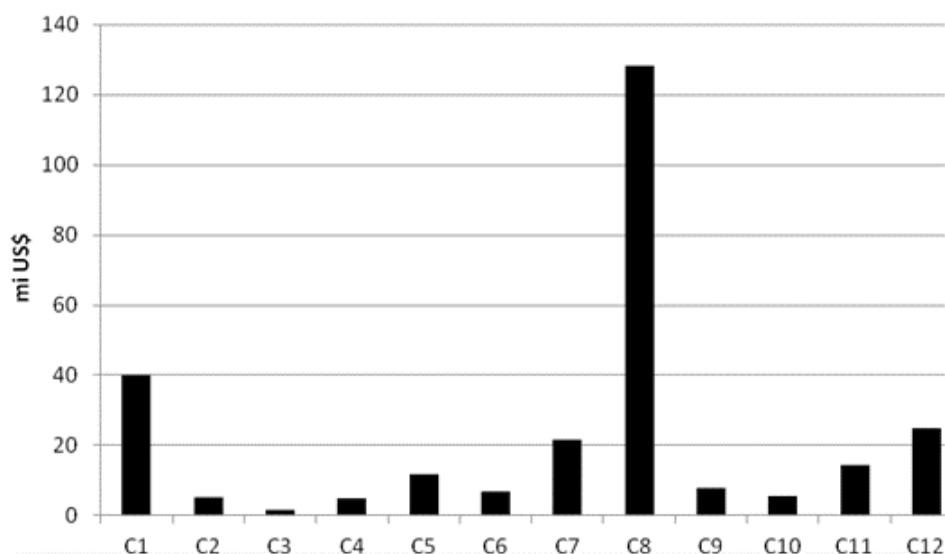
Nota-se que, para todos os municípios, o índice de perda foi maior do que a taxa de prêmio. Por esse motivo, os prejuízos foram maiores do que o total ganho em prêmios nos municípios selecionados, para todos os níveis de cobertura. Ademais, percebe-se que os prejuízos aumentam à medida que o nível de cobertura aumenta.

Os prejuízos totais para os níveis de cobertura 50 a 70% foram, respectivamente, iguais a US\$ 99,6, US\$ 116,7, US\$ 132,4, US\$ 147,2 e US\$ 159,3 milhões. Em outras palavras, se a seguradora tivesse ofertado apenas contratos ao nível de 70% de cobertura, o prejuízo total teria sido igual a US\$ 159,3 milhões.

Observa-se que o município C8 (Palotina) apresentou o maior prejuízo líquido em função não apenas de seu elevado percentual de perda, mas também devido ao alto valor de financiamento contraído pelo



Figura 3: Financiamento de custeio, por município, em milhões de dólares.



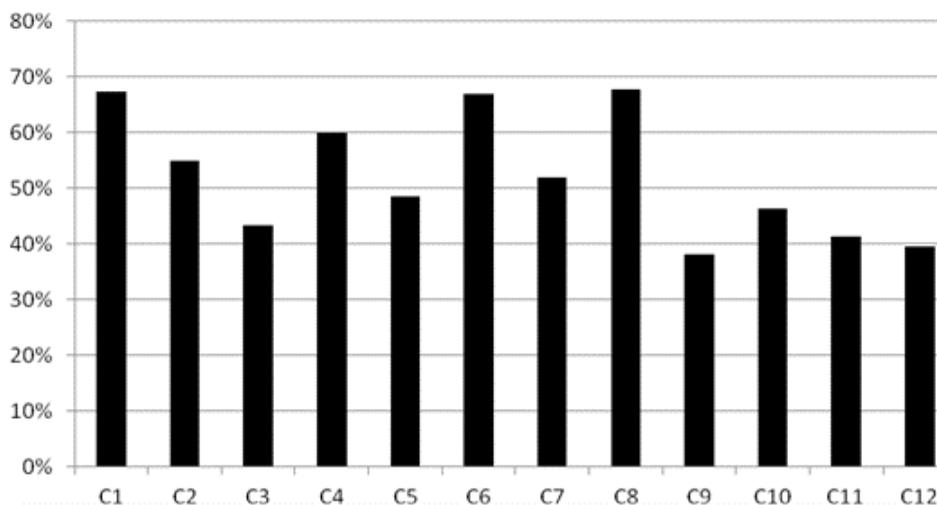
Obs.: Média das cotações de fechamento Ptax, referente ao período de agosto a outubro de 2008 (período de início de safra de verão – 01/08 a 31/10).

Fonte: Banco Central (2011).

Tabela 8: Perdas líquidas por município, em milhões de dólares, para cada nível de cobertura. Obs.: Média das cotações de fechamento Ptax, referente ao período de agosto a outubro de 2008 (período de início de safra de verão – 01/08 a 31/10).

Município	Nível de Cobertura				
	50	55	60	65	70
C1	19,5	22,4	25	27,1	29
C2	1	1,2	1,4	1,6	1,7
C3	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4
C4	0,9	1,1	1,3	1,4	1,5
C5	1,9	2,3	2,8	3,3	3,8
C6	3,2	3,6	4	4,4	4,7
C7	4,9	6	7,2	8,4	9,5
C8	60	69,1	76,7	83,7	88,5
C9	0,9	1,2	1,6	2	2,4
C10	1	1,3	1,6	1,9	2,2
C11	2,5	3,2	4,2	5,1	6
C12	3,7	5	6,3	7,9	9,4

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 4: Relação percentual entre prejuízos mínimos e máximos, por município.

Fonte: Resultados da pesquisa.

município. Ainda, para cada um dos municípios analisados, a relação entre perdas mínimas e máximas ficou entre 38% (C9) e 68% (C8), ou seja, em alguns municípios essa diferença não chega a 40%. Por outro lado, em outros municípios pode-se ter uma diferença de quase 70% (Fig. 4).

Isso mostra que as seguradoras devem ter cautela em relação ao nível de cobertura que ofertarão em regiões onde não existem informações suficientes para a quantificação e precificação do risco. A amplitude entre máximos e mínimos pode ser elevada dependendo do município.

Nesse contexto, em regiões de alto risco ou sem informações mais precisas sobre o perfil de risco, deve-se restringir a oferta de seguro com o mínimo de cobertura possível para evitar grandes prejuízos. Ademais, é essencial que as seguradoras tenham provisões suficientes para cobertura de catástrofes.

11. CONCLUSÃO

A pesquisa abordou dois aspectos fundamentais do seguro agrícola: estimação da taxa de prêmio e quantificação das perdas agrícolas. No primeiro caso, o modelo escolhido apresentou uma estrutura temporal com uma componente estocástica e uma componente determinística, de tal forma que a correlação espacial foi captada pela distribuição a priori condicional auto-regressiva.

Na análise e precificação do risco, as seguradoras baseiam-se em informações passadas das perdas. Municípios com alta incidência de perdas recebem classificação alta de risco, e vice-versa. E, também, com base na série histórica se determina o preço do risco. Porém, o mercado desconhece a informação de produtividade do ano atual. O IBGE libera as informações de produtividade municipais defasadas em dois anos.

Dessa forma, a metodologia possibilita obter previsões da produtividade com maior precisão em um contexto caracterizado por séries históricas relativamente curtas para cada município. Por esse motivo, é fundamental incluir a informação dos municípios vizinhos na modelagem. Além disso, as informações de precipitação acumulada foram incorporadas na análise como uma média correspondente à segunda quinzena de janeiro até a primeira quinzena de março, período crítico para a soja na região de estudo.



Em termos financeiros, a taxa de prêmio está relacionada com a receita das seguradoras, ou seja, com o valor total dos prêmios ganhos pelas seguradoras durante a safra. Porém, ao longo do ciclo não se sabe ao certo qual será o nível de exposição da empresa. Em caso de sinistro, pode ser que as receitas sejam suficientes para cobrir os prejuízos (indenizações) em anos com clima favorável, ou insuficientes em anos com estiagens severas.

Nesse contexto, o monitoramento da safra torna-se essencial para a saúde financeira das seguradoras que operam no ramo rural. Com o monitoramento, é possível acompanhar o andamento das culturas de interesse e antever prejuízos que podem comprometer a carteira agrícola. Ademais, com informações antecipadas de eventuais sinistros, a seguradora ou a empresa prestadora de serviços podem dimensionar com maior tempo e menor custo o contingente de peritos que realizarão a regulação de sinistro. Em função do curto período de tempo previsto na legislação para a regulação, as empresas necessitam de uma logística eficiente.

Em diversos casos, é comum os peritos visitarem fazendas de dois mil hectares em alguns estados. Nesse caso, o tamanho da propriedade torna-se também um problema para a regulação. Nesses casos, em geral, o regulador não consegue visitar mais do que uma propriedade por vez, aumentando consideravelmente o número de peritos necessários para cobrir uma grande área dentro do prazo estipulado pela legislação.

O estudo contribui para um melhor entendimento da dinâmica das perdas agrícolas e de suas implicações para o mercado segurador e agentes creditícios, além de utilizar uma forma alternativa de precificação. Com as imagens de satélite, foi possível localizar as áreas de soja e quantificar as perdas durante a safra.

As perdas totais foram calculadas para cada nível de cobertura, bem como o ganho total de prêmios, resultando em um valor monetário líquido. Ressalta-se que, até o momento, a grande maioria dos estudos em seguro agrícola concentra-se em discutir metodologias de precificação e modelagem estatística da produtividade agrícola. Pouco se discute sobre metodologias para acompanhar e antecipar prejuízos agrícolas e suas implicações para o mercado segurador e financeiro. Deve-se destacar que o mapeamento da área plantada e o acompanhamento das lavouras são fundamentais também para a formulação de políticas agrícolas e para o setor de insumos, máquinas e implementos, defensivos, entre outros.

Apesar de apresentar resultados precisos, o estudo baseia-se em uma série de pressuposições que podem ser relaxadas de tal forma a generalizar os resultados para os casos em que existam perdas parciais, focar apenas nas fazendas (ou grupo de fazendas) seguradas dentro de um município e estabelecer franquias diferentes de zero.

Por fim, o desenvolvimento do seguro agrícola no Brasil passa pelo aprimoramento das informações que podem estar disponíveis ao mercado e ao governo, sejam elas de natureza climática, agronômica ou espectral. Quanto maior o número de informações desagregadas em um alto nível de detalhamento, maior a possibilidade de se ofertar produtos que atendam às expectativas dos produtores rurais e agentes econômicos envolvidos no agronegócio.

BIBLIOGRAFIA

- Alexandridis, T. K., Gitas, I. Z., & Silleos, N. G. (2008). An estimation of the optimum temporal resolution for monitoring vegetation condition on a nationwide scale using MODIS/Terra data. *International Journal of Remote Sensing*, 29(12):3589–3607.
- Anibal, M. E. (1989). Estimation of crop yield variation and its use in farm financial planning. Technical report, Michigan State University, Department of Agricultural, Food, and Resource Economics. Graduate Research Master's Degree Plan B Papers.

- Atwood, J., Shaik, S., & Watts, M. (2002). Can normality of yields be assumed for crop insurance? *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 50(2):171–184.
- Atwood, J., Shaik, S., & Watts, M. (2003). Are crop yields normally distributed? A reexamination. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(4):888–901.
- Bernardinelli, L., Clayton, D., & Montomoli, C. (1995). Bayesian estimates of disease maps: how important are priors? *Statistics in Medicine*, 14(21-22):2411–2431.
- Besag, J. (1974). Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, p. 192–236.
- Besag, J., York, J., & Mollié, A. (1991). Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 43(1):1–20.
- Carlin, B. P. & Louis, T. A. (2000). *Bayes and empirical Bayes methods for data analysis*, volume 17. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Chen, S. L. & Miranda, M. (2004). Modeling multivariate crop yield densities with frequent extreme events. Paper presented at AAEA meeting, Denver, Colorado.
- Clayton, D. & Kaldor, J. (1987). Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics*, 43:671–681.
- Cressie, N. & Chan, N. H. (1989). Spatial modeling of regional variables. *Journal of the American Statistical Association*, 84(406):393–401.
- Davis, P. A., Breed, C. S., McCauley, J. F., & Schaber, G. G. (1993). Surficial geology of the Safsaf region, south-central Egypt, derived from remote-sensing and field data. *Remote Sensing of Environment*, 46(2):183–203.
- Day, R. H. (1965). Probability distributions of field crop yields. *Journal of Farm Economics*, 47(3):713–741.
- Dreassi, E. (2003). Space–time analysis of the relationship between material deprivation and mortality for lung cancer. *Environmetrics*, 14(5):511–521.
- Duarte, V. (1988). Fiscalização de propriedades agrícolas por satélite - Fase I. In *Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 5, Natal, Anais*, volume 1. São José dos Campos: INPE, p. 217–221.
- Ferencz, C., Bogнар, P., Lichtenberger, J., Hamar, D., Tarcsai, G., Timar, G., Molnár, G., Pásztor, S., Steinbach, P., Szekely, B., Ferencz, O., & Ferencz-Árkos, I. (2004). Crop yield estimation by satellite remote sensing. *International Journal of Remote Sensing*, 25(20):4113–4149.
- Finger, R. (2010). Revisiting the evaluation of robust regression techniques for crop yield data detrending. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(1):205–211.
- Fischer, A. (1994). A simple model for the temporal variations of NDVI at regional scale over agricultural countries, validation with ground radiometric measurements. *International Journal of Remote Sensing*, 15(7):1421–1446.
- Gallagher, P. (1987). US soybean yields: estimation and forecasting with nonsymmetric disturbances. *American Journal of Agricultural Economics*, 69:796–803.
- Gelfand, A. E. & Ghosh, S. K. (1998). Model choice: a minimum posterior predictive loss approach. *Biometrika*, 85(1):1–11.



- Gelfand, A. E., Ghosh, S. K., Knight, J. R., & Sirmans, C. F. (1998). Spatio-temporal modeling of residential sales data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3):312–321.
- Goodwin, B. K. (2001). Problems with market insurance in agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3):643–649.
- Goodwin, B. K. & Ker, A. P. (1998). Nonparametric estimation of crop yield distributions: implications for rating group-risk crop insurance contracts. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1):139–153.
- Göpfert, H., Rossetti, L., & Souza, J. (1993). Eventos generalizados e seguridade agrícola. *Brasília: IPEA*.
- Granados-Ramírez, R., Reyna-Trujillo, T., Gómez-Rodríguez, G., & Soria-Ruiz, J. (2004). Analysis of NOAA-AVHRR-NDVI images for crops monitoring. *International Journal of Remote Sensing*, 25(9):1615–1627.
- Groten, S. (1993). NDVI-crop monitoring and early yield assessment of Burkina Faso. *International Journal of Remote Sensing*, 14(8):1495–1515.
- Harri, A., Erdem, C., Coble, K. H., & Knight, T. O. (2008). Crop yield distributions: A reconciliation of previous research and statistical tests for normality. *Review of Agricultural Economics*, 31(1):163–182.
- Henderson, J. V., Storeygard, A., & Weil, D. N. (2012). Measuring economic growth from outer space. *The American Economic Review*, 102(2):994–1028.
- Hubner, O. (2009). Soja. Safra 08/09 Estado do Paraná, Secretaria da Agricultura e do Abastecimento, Departamento de Economia Rural.
- Huete, A., Didan, K., Miura, T., Rodriguez, E. P., Gao, X., & Ferreira, L. G. (2002). Overview of the radiometric and biophysical performance of the MODIS vegetation indices. *Remote Sensing of Environment*, 83(1):195–213.
- Jensen, J. R. (2000). *Remote sensing of the environment: An earth resource perspective*. Prentice Hall.
- Junges, A. H., Alves, G., & Fontana, D. C. (2007). Estudo indicativo do comportamento do NDVI e EVI em lavouras de cereais de inverno da região norte do Estado do Rio Grande do Sul, através de imagens MODIS. In *Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto*, Florianópolis, Brasil. p. 241–248.
- Just, R. E. & Weninger, Q. (1999). Are crop yields normally distributed? *American Journal of Agricultural Economics*, 81(2):287–304.
- Kapiamba, L. F. (2005). Modeling heteroskedasticity of crop yield distributions: implications for normality. In *Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association*, p. 24–27.
- Ker, A. P. & Coble, K. (2003). Modeling conditional yield densities. *American Journal of Agricultural Economics*, 85:291–304.
- Ker, A. P. & Goodwin, B. K. (2000). Nonparametric estimation of crop insurance rates revisited. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2):463–478.
- Laud, P. W. & Ibrahim, J. G. (1995). Predictive model selection. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 57:247–262.
- Macedo, M. & Rudorff, B. (2003). Geotecnologias no seguro agrícola do milho safrinha. *Agricultura São Paulo*, 50:43–52.
- Melo, R., Fontana, D., Berlato, M., & Ducati, J. (2008). An agrometeorological–spectral model to estimate soybean yield, applied to southern Brazil. *International Journal of Remote Sensing*, 29(14):4013–4028.

- Miranda, M. J. & Glauber, J. W. (1997). Systemic risk, reinsurance, and the failure of crop insurance markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(1):206–215.
- Moss, C. B. & Shonkwiler, J. S. (1993). Estimating yield distributions with a stochastic trend and nonnormal errors. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(4):1056–1062.
- Murthy, C., Sessa Sai, M., Chandrasekar, K., & Roy, P. (2009). Spatial and temporal responses of different crop-growing environments to agricultural drought: a study in Haryana state, India using NOAA AVHRR data. *International Journal of Remote Sensing*, 30(11):2897–2914.
- Navalgund, R. R., Jayaraman, V., & Roy, P. S. (2007). Remote sensing applications: An overview. *Current Science*, 93:1747–1766.
- Nelson, C. H. & Preckel, P. V. (1989). The conditional beta distribution as a stochastic production function. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(2):370–378.
- Nemani, R., Pierce, L. L., Running, S. W., & Goward, S. N. (1993). Developing satellite-derived estimates of surface moisture status. *Journal of Applied Meteorology*, 32(3):548–557.
- Norwood, B., Roberts, M. C., & Lusk, J. L. (2004). Ranking crop yield models using out-of-sample likelihood functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4):1032–1043.
- Norwood, F. B., Roberts, M. C., & Lusk, J. L. (2006). Reply: Ranking crop yield models. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(4):1111–1112.
- Ozaki, V. A., Ghosh, S. K., Goodwin, B. K., & Shiota, R. (2008a). Spatio-temporal modeling of agricultural yield data with an application to pricing crop insurance contracts. *American Journal of Agricultural Economics*, 90(4):951–961.
- Ozaki, V. A., Goodwin, B. K., & Shiota, R. (2008b). Parametric and nonparametric statistical modelling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts. *Applied Economics*, 40(9):1151–1164.
- Ozaki, V. A. & Silva, R. S. (2009). Bayesian ratemaking procedure of crop insurance contracts with skewed distribution. *Journal of Applied Statistics*, 36(4):443–452.
- Pax-Lenney, M. & Woodcock, C. E. (1997). The effect of spatial resolution on the ability to monitor the status of agricultural lands. *Remote Sensing of Environment*, 61(2):210–220.
- Quarmby, N., Milnes, M., Hindle, T., & Silleos, N. (1993). The use of multi-temporal NDVI measurements from AVHRR data for crop yield estimation and prediction. *International Journal of Remote Sensing*, 14(2):199–210.
- Ramírez, O. A. (1997). Estimation and Use of Multivariate Parametric Model for Simulating Heteroscedastic, Correlated, Non-normal Random Variables: The Case of Corn Belt Corn, Soybean and Wheat Yields. *American Journal of Agricultural Economics*, 79:291–305.
- Ramírez, O. A. & McDonald, T. U. (2006). The expanded Johnson system: a highly flexible crop yield distribution model. Paper presented at the American Economics Association 2006 Annual Meeting.
- Ramírez, O. A., Misra, S., & Field, J. (2003a). Crop-yield distributions revisited. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1):108–120.
- Ramírez, O. A., Misra, S. K., & Nelson, J. (2003b). Efficient estimation of agricultural time series models with nonnormal dependent variables. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(4):1029–1040.



- Rasmussen, M. S. (1992). Assessment of millet yields and production in northern Burkina Faso using integrated NDVI from the AVHRR. *International Journal of Remote Sensing*, 13(18):3431–3442.
- Rosa, R. (1990). *Introdução ao sensoriamento remoto*. Uberlândia: EDEFU.
- Rouse Jr, J., Haas, R., Schell, J., & Deering, D. (1974). Monitoring vegetation systems in the Great Plains with ERTS. *Third ERTS Symposium, NASA SP-351*, 1:309–317.
- Rudorff, B. & Batista, G. (1989). *Relatório da fase II do Projeto Estima – Dados Landsat-TM e agrometeorológicos na estimativa da produtividade da cultura do trigo ao nível de propriedades rurais*. Sao José dos Campos: INPE. 50 p., (INPE-4782-RPE/582).
- Salazar, L., Kogan, F., & Roytman, L. (2007). Use of remote sensing data for estimation of winter wheat yield in the United States. *International Journal of Remote Sensing*, 28(17):3795–3811.
- Sherrick, B. J., Zanini, F. C., Schnitkey, G. D., & Irwin, S. H. (2004). Crop insurance valuation under alternative yield distributions. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(2):406–419.
- Silleos, N., Perakis, K., & Petsanis, G. (2002). Assessment of crop damage using space remote sensing and GIS. *International Journal of Remote Sensing*, 23(3):417–427.
- Swinton, S. M. & King, R. P. (1991). Evaluating robust regression techniques for detrending crop yield data with nonnormal errors. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2):446–451.
- Taylor, C. R. (1990). Two practical procedures for estimating multivariate nonnormal probability density functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(1):210–217.
- Turvey, C. & Zhao, J. (1999). *Parametric and non-parametric crop yield distributions and their effects on all-risk crop insurance premiums*. Department of Agricultural Economics and Business, University of Guelph.
- Vicente-Serrano, S. M., Cuadrat-Prats, J. M., & Romo, A. (2006). Early prediction of crop production using drought indices at different time-scales and remote sensing data: application in the Ebro Valley (north-east Spain). *International Journal of Remote Sensing*, 27(3):511–518.
- Wall, L., Larocque, D., & Léger, P.-M. (2008). The early explanatory power of NDVI in crop yield modelling. *International Journal of Remote Sensing*, 29(8):2211–2225.
- Waller, L. A., Carlin, B. P., Xia, H., & Gelfand, A. E. (1997). Hierarchical spatio-temporal mapping of disease rates. *Journal of the American Statistical Association*, 92(438):607–617.
- Wang, H. & Zhang, H. (2003). On the possibility of a private crop insurance market: A spatial statistics approach. *Journal of Risk and Insurance*, 70:111–124.
- Woodard, J. D. & Garcia, P. (2008). Weather derivatives, spatial aggregation, and systemic risk: implications for reinsurance hedging. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 33:34–51.
- Yang, S.-R., Koo, W. W., & Wilson, W. W. (1992). Heteroskedasticity in crop yield models. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 17:103–109.