

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

BRUNO BREYER CALDAS

ENSAIOS EM MACROFINANÇAS E ECONOMIA REGIONAL

**Porto Alegre
2016**

BRUNO BREYER CALDAS

ENSAIOS EM MACROFINANÇAS E ECONOMIA REGIONAL

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. João Frois Caldeira

Porto Alegre
2016

CIP - Catalogação na Publicação

Caldas, Bruno Breyer
Ensaaios em Macrofinanças e Economia Regional /
Bruno Breyer Caldas. -- 2016.
161 f.

Orientador: João Fróis Caldeira.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2016.

1. Pairs Trading. 2. Política Monetária. 3. Quebra
de Safra da Soja. I. Caldeira, João Fróis, orient.
II. Título.

BRUNO BREYER CALDAS

ENSAIOS EM MACROFINANÇAS E ECONOMIA REGIONAL

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em Porto Alegre, 06 de maio de 2016

Banca Examinadora

Prof. Dr. João Frois Caldeira - Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
USP

Prof. Dr. Guilherme Valle Moura
UFSC

Prof. Dra. Patrícia Ullmann Palermo
ESPM

À minha avó Zaida

AGRADECIMENTOS

À minha esposa, Marília Gil Thomé, pelo companheirismo e amor ao longo destes 10 anos que me permitiram crescer como pessoa e profissional. O seu carinho, paciência e compreensão foram fundamentais para a realização desta tese.

À minha família, pelo companheirismo fraternal constante.

À minha vó, Zaida Severo Breyer, por mostrar-me a força interna que uma pessoa pode possuir.

À minha mãe, Rosana Breyer Caldas, pelo apoio e questionamento às limitações auto-impostas.

Ao meu pai, Eduardo Pacheco de Caldas, por sempre me incentivar a agir para alcançar os meus objetivos.

À minha irmã, Camila Breyer Caldas, pelo incentivo e crença incondicional nas minhas capacidades.

À Fundação de Economia e Estatística e à CAPES pelo apoio ao meu aperfeiçoamento acadêmico.

Aos colegas da FEE e do PPGE pela amizade: Eduardo Horta, Gabrielito Menezes, Guilherme Stein, Jefferson Augusto Colombo, Marcelo Griebeler, Marcos Vinicio Wink Jr, Mariana Bartels, Martinho Lazzari, Paulo Henrique Dias, Pedro Tonon Zuanazzi, Rafael Bernardini, Renan Xavier Cortes, Rodrigo Nobre Fernandez, Rodrigo de Sá, Thomas Kang, Tomás Torezani, Vanessa Neumann Sulzbach e Vinicius Dias Fantinel.

Ao meu orientador e aos membros da banca.

À todos que de alguma forma estiveram presentes e contribuíram com a chegada deste momento.

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios relacionados a macrofinanças e economia regional. O primeiro artigo analisa a lucratividade de portfólios de pairs trading auto-financiados para os mercados acionários Brasileiro, Europeu e Americano utilizando duas metodologias diferentes de seleção de pares: os métodos da distância e cointegração. Uma comparação ampla das metodologias de pairs trading, com uma base de dados grande de diferentes mercados é capaz de elucidar os principais benefícios e fragilidades de cada método. De modo geral, os resultados mostram que diferentes estruturas de mercado favorecem diferentes estratégias de pairs trading. Mais especificamente, a seleção via cointegração desempenha melhor nos mercados Brasileiro e Europeu, enquanto que o método da distância gera resultados melhores para os Estados Unidos. A melhor estratégia em cada mercado possui um alpha significativo com um beta negligenciável. No segundo trabalho analisamos duas questões: (i) a capacidade do Brasil em adotar uma política monetária independente das influências dos juros americanos e (ii) os impactos da política monetária brasileira e dos juros americanos nas expectativas de inflação. Os resultados indicam que, para o período entre 1999 e 2007, existe uma reduzida independência da política monetária brasileira, e que o contágio do Fed Funds rate sobre a taxa Selic ocorre de modo completo. Para o período entre 2002 e 2007, também encontramos que os juros americanos são mais relevantes para a determinação das expectativas de inflação do que a taxa Selic, sendo auxiliado pelo câmbio para controlar as expectativas de inflação. Por outro lado, no período entre 2010 e início de 2015, com a ausência de mudanças no Fed Funds, a Selic se tornou mais independente e reativa, tanto às expectativas de inflação quanto ao hiato do produto. O terceiro artigo consiste em recalcular a MIP para o Rio Grande do Sul e para o Brasil a fim de incluir nas interligações setoriais os efeitos induzidos advindos da renda das famílias. Além disso, calculam-se os geradores de cinco variáveis (a saber: emprego, renda, tributos líquidos arrecadados, valor adicionado e produto), bem como são calculados os índices de Hirschmann-Rasmussen e os índices puros de ligação com o intuito de identificar os setores-chave das economias do Rio Grande do Sul e do Brasil. Posteriormente, utiliza-se dos geradores reestimados pela nova MIP fechada para estimar os impactos das quebras de safra de soja nos anos que ocorreram as maiores perdas tanto de valor quanto de volume na produção da oleaginosa (2004, 2005 e 2012). Os resultados indicam que os geradores do Rio Grande do Sul e do Brasil aumentam consideravelmente após a inclusão do efeito induzido, para todas as variáveis e setores analisados. Já as estimativas de impacto das quebras de safra indicam que as perdas podem chegar a até R\$ 8,9 Bilhões para o RS e R\$ 12,5 Bilhões para o Brasil em termos de queda na produção.

Palavras-chave: Arbitragem Estatística. Pairs Trading. Política Monetária. Metas de Inflação. Matriz Insumo Produto. Quebra de Safra.

ABSTRACT

This thesis consists of three essays related to financial macroeconomics and regional economics. The first essay analyzes the profitability of self-financing portfolios using pairs trading for the Brazilian, European, and American stock markets using two different pairs selection methodologies: the distance and cointegration methods. A throughout comparison of pairs trading methodologies using large datasets from different markets uncovers the main benefits and drawbacks of each approach. Overall, the results show that different market structures favor different pairs trading strategies. More specifically, the cointegration approach performed better on the Brazilian and European markets, while the distance method delivered better results for the US. The best strategy in each market yields significant alpha with negligible beta. The ability of a country to use monetary policy in order to smooth economic fluctuations and keep inflation in check is crucial in an institutional framework of inflation targeting. Hence, in the second work, we examined two issues: (i) Brazil's ability to adopt a monetary policy independent from the contagion of the american interest rates and (ii) the impact of the brazilian monetary policy and of the american interest rate on inflation expectations. The results indicate that for the period between 1999 and 2007, there is a reduced independence of the brazilian monetary policy, and that the spillover of the Fed Funds rate over the Selic rate is comprehensive. For the period between 2002 and 2007, we also found that US interest rates are more relevant to the determination of inflation expectations than the Selic rate, being helped by the exchange rate to control inflation expectations. On the other hand, for the period between 2010 and early 2015, with no occurrence of changes in the Fed Funds, the Selic became more independent and responsive to inflation expectations as well as to the output gap. The third paper consist of reestimating the Input-Output Matrix for Rio Grande do Sul and Brazil, in order to include in the sectoral linkages the induced effects arising from household income. Also, we estimate the multipliers for five variables (employment, income, net taxes collected, added value and gross product), as well as the Hirschmann-Rasmussen index and the Pure Linkages in order to identify the key-sectors of the Rio Grande do Sul and Brazil's economy. We also use those multipliers to estimate the impacts of the soybean crop failure in Rio Grande do Sul, in the years with the biggest crop losses in terms of volume (2004, 2005 and 2012). The results indicate that the multipliers increase considerably after the inclusion of the induced effect, for all variables and sectors. The crop failures indicate that the losses could reach up to R\$ 8,9 Billions for RS and R\$ 12,5 Billions for Brasil in terms of reduced economic activity.

Keywords: Statistical Arbitrage. Pairs Trading. Monetary Policy. Inflation Targeting. Input-Output Matrix. Crop Failure.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Descriptive statistics of the data sets	28
Tabela 2	Summary statistics of unrestricted pairs trading for the USA data set	29
Tabela 3	Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the USA data set	30
Tabela 4	Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the USA data set	32
Tabela 5	Comparison of long and short returns for unrestricted pairs trading for the USA data set .	33
Tabela 6	Excess return of unrestricted pairs trading for the USA data set without transaction costs	33
Tabela 7	Excess return of unrestricted pairs trading for the USA data set with one day waiting . .	34
Tabela 8	Summary statistics of unrestricted pairs trading for the European data set	35
Tabela 9	Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the European Union data set .	36
Tabela 10	Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the European Union data set .	38
Tabela 11	Comparison of long and short returns for unrestricted pairs trading for the European Union data set	39
Tabela 12	Excess return of pairs trading for the European Union data set without transaction costs .	40
Tabela 13	Excess return of unrestricted pairs trading for the European Union data set with one day waiting	41
Tabela 14	Summary statistics of unrestricted pairs trading for the Brazilian data set	42
Tabela 15	Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the Brazilian data set	42
Tabela 16	Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the Brazilian dataset	43
Tabela 17	Comparison of long and short returns for unrestricted pairs trading for the Brazilian data set	46
Tabela 18	Excess return of pairs trading for the Brazilian data set without transaction costs	46
Tabela 19	Excess return of unrestricted pairs trading for the Brazilian data set with one day waiting	47
Tabela 20	Periodicidade, Fonte e Expectativa de Influência na Taxa Selic das Variáveis de Controle Utilizadas nas Regressões ARDL e VAR/VEC	63
Tabela 21	Inflação para o Período 2001- 2008 e 2009-2015.	64
Tabela 22	Testes de Raiz Unitária e Causalidade de Granger.	65
Tabela 23	Testes de Raiz Unitária.	65
Tabela 24	Testes de Raiz Unitária.	66
Tabela 25	Testes de Causalidade de Granger	66
Tabela 26	Resultados da regressão entre a taxa de juros brasileira e a americana para o período entre janeiro de 1998 e dezembro de 2007.	70
Tabela 27	Teste de Johansen para a estimação sem e com o Risco País: Período pré-crise.	71
Tabela 28	VEC entre Taxa de Juros Brasileira e Americana para o Período 1999-2008.	71
Tabela 29	VEC o Período 1999-2008: Controlando para a Atividade Econômica Brasileira.	73
Tabela 30	Teste de Johansen Controlando para a Atividade Econômica Global e Brasileira: Período pré-crise.	73
Tabela 31	VEC o Período 1999-2008: Controlando para a Atividade Econômica Global e Brasileira.	74

Tabela 32	Testes de cointegração entre a taxa Selic, a Expectativa e a meta de inflação para o período 2002 à junho de 2008.	77
Tabela 33	VEC para o período 2002-2008: A relação entre a taxa de juros, a meta e a expectativa de inflação.	78
Tabela 35	Teste F e T de cointegração pelo método bounds.	80
Tabela 34	Equação em Nível entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	80
Tabela 36	Correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	81
Tabela 37	Equação em Nível entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	81
Tabela 38	Teste F e T de cointegração pelo método bounds.	82
Tabela 39	Modelo ARDL de correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	82
Tabela 40	Equação em Nível entre a Meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015	84
Tabela 41	Teste F e T de cointegração pelo método bounds	84
Tabela 42	Modelo ARDL de correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015	85
Tabela 43	Robustez: Equação em nível entre a meta Selic, o Fed Funds rate, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	94
Tabela 44	Robustez: Correção de erro entre a meta Selic, o Fed Funds rate, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	94
Tabela 45	Robustez: Equação em nível entre o hiato da expectativa de inflação, o Fed Funds rate e a meta Selic entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	94
Tabela 46	Robustez: Modelo ARDL de correção de erro entre o hiato da expectativa de inflação, o Fed Funds rate e a meta Selic entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.	95
Tabela 47	Robustez: Equação em Nível entre a Meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015.	95
Tabela 48	Robustez: Modelo ARDL de correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015.	95
Tabela 49	Taxas de crescimento do VAB da agropecuária gaúcha, do PIB gaúcho e do PIB nacional no período 1986-2013	102
Tabela 50	56 Setores da MIP do Brasil compatibilizados com os 37 setores da MIP do RS para o ano de 2008	108
Tabela 51	Estimativa de ganho/perda na safra de soja efetiva quando comparada com a safra esperada	115
Tabela 52	Principais setores produtores de <i>Soja em Grão</i> para o RS e o Brasil para o ano de 2008 dados pelas Tabelas de Uso (Valores em R\$ Milhões)	115

Tabela 53	Valor do choque de demanda negativo nas exportações do produto <i>Soja em Grão</i> distribuído por setores (R\$ Milhares)	116
Tabela 54	Multiplicadores e Geradores da Renda para a MIP do RS de 2008	118
Tabela 55	Multiplicadores e Geradores do Emprego ¹ para a MIP do RS de 2008	120
Tabela 56	Multiplicadores e Geradores do Valor Adicionado para a MIP do RS de 2008	122
Tabela 57	Multiplicadores e Geradores do Produto para a MIP do RS de 2008	124
Tabela 58	Multiplicadores e Geradores dos Tributos para a MIP do RS de 2008	126
Tabela 59	Índices de Hirschmann-Rasmussen e Índices de Ligação Puros para frente e para trás da MIP do RS de 2008	128
Tabela 60	Multiplicadores e Geradores da Renda para a MIP do Brasil de 2008	130
Tabela 61	Multiplicadores e Geradores do Emprego ¹ para a MIP do Brasil de 2008	131
Tabela 62	Multiplicadores e Geradores do Valor Adicionado para a MIP do Brasil de 2008	133
Tabela 63	Multiplicadores e Geradores do Produto para a MIP do Brasil de 2008	135
Tabela 64	Multiplicadores e Geradores dos Tributos para a MIP do Brasil de 2008	136
Tabela 65	Índices de Hirschmann-Rasmussen e Índices de Ligação Puros para frente e para trás para a MIP do Brasil para 2008	138
Tabela 66	Impactos no Produto e Valor Adicionado do RS para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)	142
Tabela 67	Impactos na Renda e no Emprego do RS para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)	144
Tabela 68	Impactos na Arrecadação de Tributos Líquidos e na Ligação para Frente do RS para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)	145
Tabela 69	Impactos no Produto e Valor Adicionado do Brasil para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)	147
Tabela 70	Impactos na Renda e no Emprego do Brasil para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)	148
Tabela 71	Impactos na Arrecadação de Tributos Líquidos e na Ligação para Frente do Brasil para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)	149

SUMÁRIO

	Página
1	INTRODUÇÃO 12
2	PAIRS TRADING: DIFFERENT WEIGHTS, METHODS AND MARKETS 15
2.1	Introduction 16
2.2	Pairs Trading Methodologies 18
2.2.1	The Distance Approach 21
2.2.2	The Cointegration Approach 22
2.3	Implementation Details 24
2.4	Data Sets 26
2.5	Empirical Findings 28
2.5.1	US Data Set 28
2.5.2	European Union Data Set 34
2.5.3	Brazilian Data Set 40
2.6	Pairs Trading Performance Evaluation 47
2.6.1	Hypothesis Testing for the Difference Between the Sharpe Ratios 48
2.7	Conclusion 49
2.8	References 50
3	A INDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA E AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL: IMPACTOS DE LONGO PRAZO 53
3.1	Introdução 54
3.1.1	Revisão Bibliográfica 56
3.2	A Política Monetária, a sua Independência e os seus Impactos 58
3.3	Base de Dados 60
3.3.1	Variáveis de Controle 61
3.3.2	Teste de Raiz Unitária e de Causalidade de Granger 64
3.4	Pass-through da Fed Funds Rate para a Selic Brasileira 66
3.4.1	Período pré-crise 69
3.5	Estará a Política Monetária Ancorando as Expectativas? 76
3.5.1	Período pré-crise de 2008 76
3.6	Combinando a influência do Fed Funds e das Expectativas de Inflação. 79
3.6.1	A Taxa Selic como Variável Dependente 79
3.6.2	A Expectativa de Inflação como Variável Dependente 81
3.7	O Papel da Selic no pós-crise. 83
3.8	Conclusão 86
3.9	Referências 87
4	IMPACTOS DAS QUEBRAS DE SAFRA DE SOJA NO RS E NO BRASIL 96
4.1	Introdução 97
4.2	Revisão Bibliográfica 98

4.2.1	Relevância e Histórico da Soja para o Brasil e o Rio Grande do Sul	100
4.2.2	Dependência da Produção Agrícola às Condições Climáticas	101
4.3	Metodologia	104
4.3.1	Consumo das Famílias	105
4.3.2	Compatibilização das Matrizes do Rio Grande do Sul e do Brasil	107
4.3.3	Geradores e Multiplicadores	107
4.3.4	Estimação da Quebra de Safra da Soja	114
4.4	Resultados	116
4.4.1	Multiplicadores e Geradores para o Rio Grande do Sul	116
4.4.2	Multiplicadores e Geradores para o Brasil	128
4.4.3	Comparação Estrutural das Economias Brasileira e Gaúcha	138
4.4.4	Impactos da Quebra da Safra de Soja para o Rio Grande do Sul	140
4.4.5	Impactos da Quebra da Safra de Soja para o Brasil	143
4.5	Conclusão	150
4.6	Referências	152
5	CONCLUSÃO	156
	REFERÊNCIAS	159

1 INTRODUÇÃO

Esta tese é composta por três ensaios relacionados a macrofinanças e economia regional. No primeiro, a lucratividade de portfólios autofinanciados utilizando pairs trading é comparada para os mercados financeiros dos Estados Unidos, Europa e Brasil utilizando-se duas metodologias diferentes para a seleção dos pares: O método da distância, proposto por Gatev et al. (2006), e o método de cointegração, sugerido por Alexander e Dimitriu (2002). Os mercados escolhidos permitem um estudo comparado, e a análise de ambas as estratégias sob condições de mercado diversas permitem encontrarmos diferenças de performance entre os métodos. A literatura atual ainda possui uma lacuna com relação a um estudo que analise a performance de diferentes metodologias em países emergentes e desenvolvidos. Além disso, a maioria dos estudos utiliza janelas de escolha e de utilização dos pares de modo diferente, bem como diferentes critérios para selecionar os ativos que entram na amostra, tornando impossível uma comparação destes. Já que a performance de pairs trading é influenciada pela metodologia escolhida, uma comparação destas em diferentes circunstâncias permite elucidar se existe uma estratégia superior, ou se o desempenho depende da estrutura de mercado. Com este intuito, utilizamos uma base de dados de um importante centro financeiro mundial, os EUA, uma união monetária desenvolvida, a zona do euro, e um país emergente, o Brasil, conjuntamente de parâmetros iguais para cada metodologia, tornando possível compará-las e testar qual é a mais apropriada para cada ambiente. Para os Estados Unidos, os portfólios formados através do método da distância possuem uma performance melhor, com retornos anual médio de até 13,9%, além de um índice de sharpe estatisticamente superior aos dos portfólios formados pelo método de cointegração. No entanto, quando testamos ambos os métodos de seleção para os mercados Europeu e Brasileiro, os portfólios formados através do método de cointegração performaram melhor. Quando observamos os betas e os alphas, encontramos que ambas as estratégias foram consideradas neutras para todos os mercados, e os alphas do método da distância foram significantes para os Estados Unidos, enquanto que para a Europa e o Brasil, o método de cointegração apresentou um alpha significativo. Logo, os resultados mostram que diferentes estruturas de mercado favorecem diferentes estratégias de pairs trading, com uma estrutura de mercado mais simplificada como a dos Estados Unidos favorecendo o método da distância, enquanto que uma estrutura mais segmentada, com mais de uma classe de ações favorecendo o método da cointegração.

A segunda parte desta tese é utilizada para explorar a teoria tradicional que sugere que países que possuem câmbio flutuante são capazes de promover uma política monetária independente. Uma política monetária independente significa que o Banco Central é capaz de adotar uma política monetária ativa buscando alcançar objetivos domésticos em um ambiente de câmbio flutuante. De acordo com os modelos macroeconômicos na tradição de Mundell-Fleming, em uma pequena economia aberta, uma das vantagens da taxa de câmbio flutuante é a possibilidade do país manter o controle sobre a sua própria política monetária (FRENKEL; RAZIN, 1987). Existe um debate na literatura, de que o trilema da política monetária seria, na verdade, um dilema (GRAY,

2013); REY, 2013); AIZENMANN, 2015). Isto porque existem evidências empíricas de que a política monetária independente só seria possível com controle de capitais, ou indiretamente através de medidas macroprudenciais (REY, 2013). Além disso, Edwards (2015) mede o grau de independência da política monetária para alguns países da América Latina e encontra um elevado contágio de política monetária, com uma importação das políticas do Federal Reserve. Outra questão relevante é a importância do controle da inflação em países emergentes e os seus instrumentos, em meio a uma economia globalizada. Atualmente, baseados em recomendações de política monetária a partir de modelos macroeconômicos (TAYLOR, 1985; CLARIDA et al, 1999; MONACELLI, 2003), um número elevado de países adotam as metas de inflação como arcabouço institucional de política monetária, com o objetivo final de manter a inflação estável e reduzida. Assim, a segunda parte desta tese consiste de duas etapas. Na primeira etapa utilizamos um modelo via ARDL¹ e teste de cointegração via modelos VAR/VEC para modelar a reação dos juros brasileiros à mudanças na taxa de juros americana no curto e no longo prazo, para o período pré crise de 2008. Permite-mos que as duas variáveis sejam tratadas como endógenas, a fim de considerarmos os impactos dos juros americanos na taxa de juros brasileira e vice-versa. Também utilizamos o arcabouço de VAR/VEC a fim de testar a relação de curto e longo prazo entre a Selic, a expectativa de inflação e a meta de inflação no período pré crise. Na segunda etapa, combinamos a Selic, com o Fed Funds e a expectativa de inflação a fim de testarmos a existência de uma relação de longo prazo via um modelo ARDL, para o período pré e pós crise. Os resultados sugerem que existe uma relação de longo prazo entre a taxa de juros americana e brasileira para o período pré crise, e que as variações no Fed Funds rate são importadas entre 73% e 123% pelos juros domésticos brasileiros. Os resultados estão em linha com os obtidos por Edwards (2015) para outros países latino americanos, e o coeficiente de impacto de longo prazo indica o Brasil possui reduzido grau de independência na política monetária doméstica. Também encontramos uma relação de longo prazo entre a Selic, a expectativa de inflação e a meta de inflação, sugerindo que a política monetária é forward-looking e conseguiu ancorar as expectativas de inflação, pelo menos no período pré crise de 2008. Na segunda parte, quando combinamos a taxa de juros brasileira, americana e a expectativa de inflação, o impacto da Selic na expectativa de inflação durante o pré crise foi, ao contrário do esperado, positivo. O impacto do Fed Funds na expectativa de inflação brasileira foi negativa, substituindo a taxa Selic. Isto sugere um elevado contágio de política monetária, com a elevação do Fed Funds sinalizando um aperto monetária internacional, transmitido diretamente à expectativa de inflação brasileira. Já no pós crise, com o Fed Funds em valores baixos e estáveis, a expectativa de inflação surgiu como a principal variável que determina a taxa Selic, e o hiato do produto se tornou mais relevante no pós crise, sugerindo que os objetivos do Banco Central se modificaram para incluir o desempenho econômico.

O terceiro trabalho recalculou a MIP para o Rio Grande do Sul e para o Brasil a fim de incluir nas interligações setoriais os efeitos induzidos advindo da renda das famílias e os utilizou para estimar os impactos das quebras de safra de soja que ocorreram no Rio Grande do Sul. Além

1 O mesmo procedimento adotado por Edwards (2015)

disso, os geradores de emprego, renda, impostos totais arrecadados, ICMS arrecadado, valor adicionado e produto foram calculados, e comparados com os geradores anteriores. Também foram calculados os índices de Hirschmann-Rasmussen e identificados os setores-chaves das economias do RS e do Brasil. Os resultados corroboram o fato de que os geradores simples subestimam os impactos econômicos advindos de uma mudança na demanda exógena dos setores. Com estes geradores, medimos os impactos das quebras de safra no RS para os anos selecionados de 2004, 2005 e 2012, quando ocorreram as maiores perdas na produção de soja, tanto em termos de volume quanto em valor. Nós utilizamos o canal das exportações e a Matriz Insumo Produto para o RS e para o Brasil a fim de medirmos os choques na economia gaúcha e brasileira. Os resultados indicam que as maiores perdas para a economia gaúcha, decorrentes de uma queda nas exportações de soja alcançaram R\$ 8,9 Bilhões em 2005, além de uma redução de 232,2 Mil postos de trabalho e uma queda na arrecadação de tributos de R\$ 801,7 Milhões no ano. Para o Brasil, as perdas são ainda maiores, alcançando R\$ 12,5 Bilhões em 2005 em redução na produção, uma perda de R\$ 3,3 Bilhões em renda e R\$ 1,07 Bilhão em menor arrecadação de tributos líquidos. Todos estes resultados indicam que a produção agrícola impacta de modo determinante a economia do RS, mas também a brasileira. Assim, medidas que reduzam a dependência ao clima podem trazer benefícios muito elevados e em diversos setores.

2 PAIRS TRADING: DIFFERENT WEIGHTS, METHODS AND MARKETS

Resumo: Este artigo analisa a lucratividade de portfólios de pairs trading auto-financiados para os mercados acionários Brasileiro, Europeu e Americano utilizando duas metodologias diferentes de seleção de pares: os métodos da distância e cointegração. Uma comparação ampla das metodologias de pairs trading com uma base de dados grande de diferentes mercados é capaz de elucidar os principais benefícios e fragilidades de cada método. De modo geral, os resultados mostram que diferentes estruturas de mercado favorecem diferentes estratégias de pairs trading. Mais especificamente, a seleção via cointegração desempenha melhor nos mercados Brasileiro e Europeu, enquanto que o método da distância gera resultados melhores para os Estados Unidos. A melhor estratégia em cada mercado possui um alpha significativa com um beta negligenciável.

Palavras-chave: Arbitragem Estatística. Pairs Trading. Cointegração. Soma dos Quadrados dos Desvios.

Classificação do JEL: C58, G11, G14, G15.

Abstract: This paper analyzes the profitability of self-financing portfolios using pairs trading for the Brazilian, European, and American stock markets using two different pairs selection methodologies: the distance and cointegration methods. A comprehensive comparison of pairs trading methodologies using large datasets from different markets uncovers the main benefits and drawbacks of each approach. Overall, the results show that different market structures favor different pairs trading strategies. More specifically, the cointegration approach performed better on the Brazilian and European markets, while the distance method delivered better results for the US. The best strategy in each market yields significant alpha with negligible beta.

Keywords: Statistical Arbitrage. Pairs Trading. Cointegration. Sum Square Deviation

JEL Classifications: C58, E44, E47, G11, G14, G15.

2.1 Introduction

The computational advances of the past decades have stimulated the development of trading via computer programs and the rise of algorithmic trading. These systems are designed to search for patterns in financial markets, detect deviation of market prices from these patterns, and profit from detected anomalies. Algorithmic trading is now responsible for more than 70 percent of the trading volume in the the US markets (HENDERSHOTT et al, 2011). On the other hand, events like the Flash Crash of May 6 2010, when the Dow Jones Industrial Average dropped 600 points in less than 5 minutes, revealed the lack of knowledge about the consequences and robustness of algorithms used in practice (NUTI et al, 2011).

This paper proposes the use of large datasets from stock markets in the USA, Europe and Brazil in order to compare two popular pairs trading algorithms out-of-sample, namely: the sum of squared deviations approach of Gatev et al. (2006), and the cointegration approach suggested by Alexander and Dimitriu (2002). The markets selected allow for a detailed comparative study, and the analysis of both strategies under different market conditions allows us to uncover differences between trading algorithms. Although the literature on pairs trading strategies is growing fast, it still lacks a comprehensive study of the performance of different methodologies across developed and emerging markets. Moreover, most studies use different trading periods, different criteria to select assets to be included in the sample, and different formation period, rendering a cross study comparison impossible. Since pairs trading performance is influenced by the methodology chosen, it is important to compare them under different circumstances to understand if there is an overall winner, or if some strategies are better suited to specific market conditions. To this end, we use the database of an important world financial center, the USA, a developed monetary union, the Euro Area, and an emerging market, Brazil, along with equal parameters for each methodology in order to compare them and test to see which is more suitable in a given environment. Using financial data from emerging markets is a particularly difficult task. There are specific challenges that distort the data and the transaction prices (unexpected information, insider trading, lack of liquidity), rendering classical statistical inference biased. We use data for an emerging market because they tend to have a more volatile stock market and also because of its dependence with the main developed markets. Seeing how both strategies perform in such an environment is particularly helpful from an asset allocation perspective. Also, Brazilian listed companies tend to have preferred and common stocks listed, which is an uncommon characteristic allowing closer examination of causes of potential price deviation between assets that have rights to the same cash flow source.

In a nutshell, pairs trading strategies speculate on future convergence of spread between similar securities. Similarity concerns industry, sector, market capitalization, and other common exposures that might imply a comovement between stocks. However a profitable strategy might also be constructed with stocks covering different sectors based purely on statistical properties of the time series. Gatev et al. (2006) test a simple non-parametric pairs trading algorithm on the US market between 1963 and 2002, finding average annualized returns of up to 11.00% for portfolios of pairs. They suggested that the abnormal returns to pairs strategies were a compensation to

arbitrageurs for enforcing the law of one price. Another popular algorithm to select pairs is based on the presence of a cointegration relation between stock prices. For a textbook treatment of the subject see Vidyamurthy (2004). The use of the cointegration technique to asset allocation was pioneered by Alexander (1999) and in the previous decade it was increasingly applied in financial econometrics. See among others, Alexander and Dimitriou (2002), Bessler and Yang (2003), Yang et al. (2004) Galenko et al. (2012) Caldeira and Moura (2013) and Gatarek et al. (2014). For example, Caldeira and Moura, (2013), using the cointegration method for Brazil, found that for the period between 2005 and 2012 the strategy exhibits annualized excess returns of up to 16,38%.

It's clear that many studies attempted to test the profitability of pairs trading strategies. However, all of them focus on either a single market studies or on a single methodology to select pairs. Do et al (2012) examined the impact of trading costs on pairs trading profitability in the U.S. equity market and documented that, after 2002, pairs trading strategies were largely unprofitable. Bowen et al. (2010) back-test a pairs trading algorithm using intraday data over a 12 month period in 2007, and conclude that returns are highly sensitive to the speed of execution. Moreover, accounting for transaction costs and enforcing a "wait one period" restriction, excess returns are completely eliminated. Broussard and Vaihekoski (2012) tested the profitability of pairs trading under different weighting structures and trade initiation conditions using data from the Finnish stock market. Although the proposed strategy is profitable, the authors note that returns have declined in recent years possible due to increased competition among hedge funds, and/or a reduction in the importance of an underlying common factor that drives the returns in a pairs trading strategy.

The datasets used in these analysis can be divided into two groups: First, the data comes from developed countries which have plenty of historical financial information available, as is the case of the United States. The articles by Gatev et al. (2006), Engelberg et al. (2009), Huck (2010), Do and Faff (2010), Bowen et al. (2010) and Do and Faff (2012) are examples that use data from the United States. The second group includes datasets from developing countries. These studies analyse shorter time periods and a smaller number of assets in the database. Yuksel et al. (2010) analyses pairs trading in Turkey, Broussard and Vaihekoski (2012) in Finland, Perlin (2009), and Caldeira and Moura (2013) in Brazil.

Summarizing, the contributions of this paper are three fold: (i) we test different strategies in the same market using the same database and parameters in order to maintain comparability between strategies and with Gatev et al. (2006) and Caldeira and Moura (2013); (ii) we are able to analyze how different strategies perform differently in a developed country and a developed monetary union; (iii) finally, we chose Brazil, one of the most important and open emerging markets as the database of interest in the developing world. The results show that the cointegration method has statistically superior Sharpe Ratio against the distance method for the Euro Area and Brazilian markets for all 3 portfolios formed, while the distance method had a superior performance for the American market, signalling that different market structures affect the performance of each methodology.

The article is organized as follows. In the next section we describe both pairs trading metho-

dologies and some. Section 3 presents some implementation details common to both methods, as well as the evaluation strategy. Section 4 describes the three large data sets used and discusses the results of our comparison. Section 5 evaluates the performance of both methodologies and the last section concludes with some final remarks.

2.2 Pairs Trading Methodologies

Pairs trading is an algorithmic trading strategy designed to exploit short-term deviations from an existing long run equilibrium between two stocks. However, different methods have been proposed in the literature to identify pairs to be traded (VIDYAMURTHY, 2004; ALEXANDER; DIMITRIU, 2005; ELLIOTT et al, 2005; GATEV et al, 2006; CALDEIRA; MOURA, 2013). The motivation for trading pairs has its roots in works that preach the existence of long term relation between stocks. If there exists indeed a long term equilibrium, deviation from this relation are expected to revert. Since future observations of a mean-reverting time series can potentially be forecasted using historical data, this literature challenges the notion that stock prices cannot be predicted (LO; MACKINLAY, 1997; GUIDOLIN et al, 2009). Active asset allocation strategies based on mean-reverting portfolios, which generally fall under the umbrella of statistical arbitrage, have been used by investment banks and hedge funds for several years (GATEV et al, 2006). The word statistical in context of an investment approach is an indication of the speculative character of investment strategy. It is based on the assumption that the patterns observed in the past are going to be repeated in the future. This is in opposition to the fundamental investment strategy that both explores and predicts the behaviour of economic forces that influence the share prices. Pairs trading is possibly one of the simplest statistical arbitrage strategy, since it consists of a portfolio of only two assets. In this approach, we are not interested about trends for particular assets but with a common trend among a pair of stocks, which defines a long-run equilibrium between them. The idea behind pairs trading is that when prices of two shares move together there could be short term deviations to be arbitrated. Thus, this trading strategy consists in detecting pairs of stocks that historically move together, waiting for the spread between them to widen, longing the underpriced stock and shorting the overpriced one to profit when prices revert back to their long-run equilibrium.

Thus, pairs trading is a purely statistical approach designed to exploit equity market inefficiencies defined as the deviation from a long-term equilibrium across stock prices observed in the past. As argued by Do and Faff (2010), pairs trading falls under the big umbrella of the long-short investing approach. According to Avellaneda and Lee (2010) the term statistical arbitrage includes investment strategies that have certain characteristics in common: (i) trading signals follow a systematic rule, in opposition to fundamentals based strategies; (ii) strategies seek to be market-neutral, in the sense that they are not exposed to broad market risk, i.e, they have a zero beta; (iii) the mechanism used to obtain abnormal returns is based on statistical analysis. The success of pairs trading, especially statistical arbitrage strategies, depends heavily on the modeling and forecasting

of the spread time series although fundamental insights can aid in the pre-selection step. Pairs trading needs not be market neutral although some say it is a particular implementation of market neutral investing (JACOBS et al, 1999).

Broadly defined, there are three different approaches to pairs trading: the distance approach, the stochastic approach and the cointegration approach. These methods all vary with regard to how the spread of the stock pairs is defined. This paper compares two most popular methods of selecting pairs of stocks between practitioners and researchers: the distance method proposed by Gatev et al. (2006) and the cointegration approach used in Lucas (1997), Alexander and Dimitriu (2005), Do et al. (2006), and Caldeira and Moura (2013).

In order to understand the economic source of potential mispricing of assets and the profits that may arise, it's important to explain how asset pricing can be viewed. Asset pricing may be done on absolute or on relative terms. The source of value on absolute pricing arises from fundamentals such as discounted future cash flow. This is considered difficult (GATEV et al, 2006), with relative pricing being slightly easier. On relative terms, two securities that are close substitutes for each other should, on theory, sell for the same price, without defining which price it would be. Hence, it's possible for relative pricing to allow bubbles in the economy, without permitting arbitrage or profitable speculation. Relative pricing is similar to the Law of One Price (LOP), as in its ability to generate asset prices that are related to each other, even if they are wrong. Chen and Knez (1995) explain that markets that are closely integrated should have similar prices for investments with similar payoffs. The relative pricing is a weaker condition and subject to bounds on prices for unusual states, howeverm this allows for the examination of quasi-efficient economies, or near integrated markets as is the European Union and the less developed Brazilian market. The Brazilian market includes different assets for the same company, which creates the possibility of evaluating the price fluctuations of assets that are related to the same cash flow. Also, the European Union has a near-integrated financial market

It's important to mention that this theory corresponds to the objective of finding two stocks whose prices move closely together as long as we can identify states of nature as the time series of observed historical trading days. We use two pairs methodologies to select the pairs portfolios. We then trade pairs whose prices closely match in historical state-space, because the LOP suggests that in an efficient market their prices should be nearly identical. In this framework, the current study can be viewed as a test of the LOP and near-LOP in the U.S., EU, and Brazilian equity markets, under certain stationarity conditions. We are effectively testing the integration of very local markets—the markets for specific assets. This is similar in spirit to Bossaerts' (1988) test of co-integration of asset prices at the portfolio level. It's also possible that the marginal profits to be had from risk arbitrage of these temporary deviations is crucial to the maintenance of first-order efficiency.

According to Gatev et al (2006), pairs trading can be justified within an equilibrium asset-pricing framework with nonstationary common factors as in Bossaerts and Green (1989) and Jaggannathan and Viswanathan (1988). If the long and short components fluctuate with common

nonstationary factors, then the prices of the assets in the portfolios would be co-integrated and the pairs trading strategy would be expected to work. Evidence of exposures to common nonstationary factors would support a nonstationary factor pricing framework. The space of cumulative total returns with dividends reinvested is the basic space for the pairs trading strategies in this article. Since we want to keep the notion of the empirically observed co-movement of asset prices, without unnecessarily restrictive assumptions, we proceed in the same way as the co-integrated prices literature. More specifically, our matching in price space can be interpreted as follows. Suppose that prices obey a statistical model of the form,

$$p_{it} = \sum \beta_{il} p_{lt} + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

where ε_{it} denotes a weakly dependent error in the sense of Bossaerts (1988). Assume also that p_{it} is weakly dependent after differencing once. Under these assumptions, the price vector \mathbf{p}_t is co-integrated of order 1 with cointegrating rank $r = n - k$, in the sense of Engle and Granger (1987) and Bossaerts (1988). Thus, there exist r linearly independent vectors $\alpha_{qj} = 1, \dots, r$ such that $z_q = \alpha'_q \mathbf{p}_t$ are weakly dependent. In other words, r linear combinations of prices will not be driven by the k common nonstationary components p_l . Note that this interpretation does not imply that the market is inefficient, rather it says that certain assets are weakly redundant, so that any deviation of their price from a linear combination of the prices of other assets is expected to be temporary and reverting. To interpret the pairs as co-integrated prices, we need to assume that for $n \gg k$, there are co-integrating vectors that have only two nonzero coordinates. In that case, the sum or difference of scaled prices will be reverting to zero and a trading rule could be constructed to exploit the expected temporary deviations. Our strategy relies on exactly this conclusion. In principle one could construct trading strategies with trios, quadruples, and so on of stocks, which would presumably capture more co-integrated prices and would yield better profits. The assumption that a linear combination of two stocks can be weakly dependent may be interpreted as saying that a co-integrating vector can be partitioned in two parts, such that the two corresponding portfolios are priced within a weakly dependent error of another stock. Given the large universe of stocks, this statement is always empirically valid and provides the basis of our formation procedure. However, it is important to recognize the possibility of spuriously correlated prices, which are not de facto co-integrated. The two approaches used in this paper build on the above premise.

Also, according to Andrade, Pietro and Seasholes (2005), uninformed trading shocks help explain the returns of relative value trading strategies. As in traditional asset pricing models, assume that stock returns are determined by loadings on risk factors plus an idiosyncratic component. Given a long enough observation period, two stocks that have historically moved together can be thought of as having similar factor loadings. Assuming factor loadings remain constant in the future, the two stock returns should continue to move together. Now, in a market with limited risk bearing capacity, uninformed traders place buy and sell orders that are uncorrelated with asset fundamentals. Optimizing investors, who are risk averse, accommodate the demands but require compensation. Thus, uninformed buying is accompanied by a contemporaneous rise

in prices. Following a demand shock, prices mean revert back to pre-shock (fundamental) levels. Likewise, uninformed selling is accompanied by a contemporaneous fall in prices and similar mean-reversion. In a world with limited risk-bearing capacity, a pairs trading strategy effectively matches stocks with similar (historical) factor loadings. When prices diverge, the strategy takes a risky position by “betting” the divergence stems from different uninformed trading shocks and not different informational shocks. In models such as Greenwood (2004), prices mean revert back towards fundamentals in a linear fashion.

Economically speaking, the distance approach identifies assets that move closely together, but do not impose any kind of long term relationship or convergence between stock prices. Hence, there is nothing in the modelling of the pairs through the distance method that requires both stocks to have a close long run relationship relying purely on a statistical relationship, and the stocks selected may have no economic relationship with each other. Nonetheless, the strategy has had a positive performance in the United States as Gatev et al (2006) has shown. On the other hand, the cointegration approach depends on identifying a long run relationship with an error correction model between assets implying that the stocks will converge towards an equilibrium. The reason as for why there is more than one methodology steams mainly because the source of positive returns in pairs trading is not very well understood. Hence all strategies may be capturing different sources of profitability from pairs trading. Since those may have different relative importance in different markets, none of the strategies are being consistently superior across all markets.

2.2.1 The Distance Approach

The distance approach is proposed by Gatev et al. (2006) and is used among others by Andrade et al. (2005), Engelberg et al. (2009), Do and Faff (2010), Bowen et al. (2010), and Broussard and Vaihekoski (2012). By this approach the co-movement in the pair is measured by the *distance*, which is defined as the sum of squared deviations (SSD) between the two normalized price series. Normalized price series are defined to start from one, and then evolve using the return series. The normalized price series for a stock is given by its cumulative total returns index over the moving formation period of 252 days. Formally, we compute

$$\tilde{P}_{it} = \prod_{\tau=1}^t (1 + r_{i\tau}) \quad (2.2)$$

where \tilde{P}_{it} is the normalized price of stock i at time t , $r_{i\tau}$ is the dividend-adjusted return of stock i at time τ , and τ is the index for all trading days between $t - 252$ and t . The normalized series begin the observation period with a value equal to one, and increases or decreases each day given its return. For each stock i , we find the stock j that minimizes the sum of square deviations between the two normalized price series. The distance is thus defined as

$$\Delta_t^{ij} = \sum_{t=1}^{252} (\tilde{P}_{it} - \tilde{P}_{jt})^2 \quad (2.3)$$

where Δ_t^{ij} is the distance between the normalized prices of stock i and j over the formation period. This means that pairs are formed by exhaustive matching in normalized price space, where price is the daily closing price adjusted for dividends and splits. We rank all possible pairs by distance, identify the combinations with the highest measure of co-movement and monitor these pairs for the duration of the trading period. Similar to Gatev et al. (2006), we set the periodicity of pair updates to 6 months.

In order to select a pair for a given stock, we search on the database for an asset whose normalized price has the smallest squared distance to the normalized price of the chosen stock up to time t . A long-short position is opened when the distance exceeds a pre-specified threshold²:

$$q = \delta \sigma_{spread}$$

Gatev et al. (2006), Andrade et al. (2005) and Do and Fa (2010) set $\delta = 2$, whereas Bowen et al. (2010) and Broussard and Vaihekoski (2012) experiment with a range of values. It is also possible to let q be a variable by defining as a rolling parameter with window size n ; this may allow us to better capture the profit potential of periods with higher volatility in the spread. Following Gatev et al. (2006), the signal to start trading occurs when the distance between the normalized price diverges by more than two standard deviations. An open long-short position is closed either upon convergence in normalized prices or at the end of the trading period. The latter imposes a restriction on the investment horizon and works as an automatic risk control mechanism.

The distance approach is a model free approach and non-parametrically exploits a statistical relationship among two stocks prices. From a practical point of view, the distance method is easy to implement and independent of economic models, which avoids misspecification problems. On the other hand, non-parametric strategies have lower predictive ability compared to well-specified parametric models. The fundamental assumption of this approach is that pair spreads exhibit mean-reversion. Accordingly, a price-level divergence is an indication of disequilibrium and price distance is the measure of mispricing.

2.2.2 The Cointegration Approach

The use of the cointegration technique to asset allocation was pioneered by Lucas (1997) and Alexander (1999) and in the previous decade it was increasingly applied in financial econometrics. See, among others, Alexander and Dimitriu (2002), Bessler and Yang (2003) and Yang et

² The threshold can be constructed in a variety of ways, but the most common method is to select some proportion of the historical standard deviation of the spread.

al. (2004). Cointegration is an extremely powerful technique, which allows dynamic modelling of non-stationary time-series sharing a common stochastic trend. The fundamental observation that justifies the application of the concept of cointegration to the analysis of stock prices is that a system involving non-stationary stock prices in levels can display a common stochastic trend (GATEV et al, 2006). When compared to the concept of correlation, the main advantage of cointegration is that it enables the use of the information contained in the levels of financial variables.

Similar to the previous trading strategy, the main concern of the cointegration approach is the mean reversion of the spread. However, instead of defining the spread as the distance between standardized prices of a pair of stocks, the spread is defined with respect to the long-run equilibrium of a cointegrated system; that is, the long-run mean of the linear combination of two time series, as in Vidyamurthy (2004). Deviations from the equilibrium should revert to the long-run mean, implying that one or both time series should adjust in order to restore the equilibrium.

Using cointegration as a theoretical basis, the spread is generated based on the actual error term of the long-run relation:

$$\log(P_{it}) - \gamma \log(P_{jt}) = \mu + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

where γ is the cointegration coefficient, the constant term μ captures a possible premium in stock i versus stock j , and ε_t is the estimated error term. Thus, it is not needed to predict P_{it}^i and P_{jt}^j but only their difference $\log(P_{it}) - \log(P_{jt})$. If we assume that $\{\log(P_{it}), \log(P_{jt})\}$ in 2.4 is a nonstationary VAR(p) process, and there exists a value γ such that $\log(P_{it}) - \gamma \log(P_{jt})$ is stationary, we will have a cointegrated pair.

For detected cointegrating relations, the algorithm creates trading signals based on predefined investment decision rules. In order to implement the strategy we need to determine when to open and when to close a position. First, we calculate the spread between the shares. The spread is calculated as

$$\varepsilon_t = \log(P_{it}) - \gamma \log(P_{jt}) - \mu \quad (2.5)$$

where ε_t is the value of the spread at time t . Accordingly, we compute the dimensionless z-score defined as

$$z_t = \frac{\varepsilon_t - \mu_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} \quad (2.6)$$

the z-score measures the distance to the long-term mean in units of long-term standard deviation. After selecting the most appropriate pairs, the same trading strategy used under the distance approach is executed using the z-score series instead. This method is based on Vidyamurthy

(2004), Avellaneda and Lee (2010) and Caldeira and Moura (2013). It is an attempt to parametrize the long-term relationship between two assets and explore price-deviations from their historical relationship using cointegration. Even if two time series are non-stationary, cointegration implies the possibility that a linear combination of both series could be stationary. If this is indeed the case, both series move closely together as if they were connected to each other.

The quality of estimation of the correction error model depends on the econometric technique applied. The first method for testing cointegration by Engle and Granger (1987) is a two step procedure in which the first step, stationarity test of the residuals errors, renders results sensitive to the ordering of the variables, and such misspecification error is carried to the second step, the error correction model estimation. The way found to reduce this error is to use two cointegration tests. Besides the Engle and Granger (1987) we also used the Johansen (1988) test, and use only the pairs that are considered cointegrated by both tests. Nonetheless Engle and Granger (1991) well-known limitations (small sample problems, maximum of one cointegrating vector, treating the variables assymetrically) are not an issue in this work, due to our samples having 252 observations, only two variables are included in the estimation procedure, and it is only possible to find one cointegrating vector.

2.3 Implementation Details

In this work we follow the methodology by Gatev et al. (2006) and Broussard and Vaihekoski (2012) to implement the distance method and the methodology used by Caldeira and Moura (2013) and Vidyamurthy (2004) in the implementation of cointegration methodology. The formation period for the pairs is 12 months long, and the trading period comprises the following 6 months. The pairs of assets are selected by minimizing the sum of squared deviations in the portfolios formed from the distance method and ranked beginning from the smallest sum of squared deviations. In portfolios formed from the cointegration method, the pairs are selected if they are found cointegrated with both tests, Engle and Granger (1987) and Johansen (1988), and later ranked by their Sharpe index within the sample as in Caldeira and Moura (2013).

Next, portfolios are formed with 5, 10, and 20 pairs for each methodology, and are used in the trading period in the 6 months following the formation of pairs. At the end of each period of trading all positions are closed. A new 12 month period for the pairs formation is created and ends on the last observation of the previous trading period, when all cointegration tests and pairing are redone. The assets to be used must be traded in the 12 month formation period, but not necessarily they will be listed during the 6 month trading period.

In order to generate trading signals, it is necessary to calculate the distance between the asset prices in the pair, measured by the spread $\varepsilon_t = P_t^l - \gamma P_t^s$, where ε_t is the spread value at time t . From the spread, the distance measure is given by the formula $z_t = \frac{\varepsilon_t - \mu_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}$. The goal is to identify when z_t departs from the long term average, given by the error correction model, measured in terms of standard deviation. Initially, the position opens when $|z_t| > 2$ and closes when $z_t = 0$.

Let P_t^l be the long asset price and P_t^s the price of the asset sold short, then the net return in t of pair i is given by:

$$r_{it}^{raw} = \log \left[\frac{P_t^l}{P_{t-1}^l} \right] - \gamma \left[\frac{P_t^s}{P_{t-1}^s} \right] + 2 \log \left(\frac{1-C}{1+C} \right) \quad (2.7)$$

This equation already includes transaction costs in its second term³To calculate the net return of a portfolio with N pairs, we do the weighted average net returns of each pair, with the weight defined by the percentage of the amount invested in each pair with respect to the value of the portfolio in time t . Let p be a portfolio with N pairs, where ω_i is the weight for each pair i . Thus, the net return of the portfolio in t is $R_t^p = \sum_{i=1}^N \omega_i R_{it}$. As explained in the Caldeira and Moura (2013), the calculation of compound return (log returns) of a portfolio of assets is, for small values, close to the weighted average of the continuously compounded returns for each asset i.e., $R_t^p \approx \sum_{i=1}^N \omega_i r_{it}$. However, to calculate the return accurately, log-returns are transformed back to simple return, with the monthly compound rate of return, r_{it} given by:

$$r_{it} = \log(1 + R_{it}) = \log \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (2.8)$$

to transform back we just multiply by e to remove the logarithm and obtain the net return R_{it} . $e^{r_{it}} = 1 + R_{it} \Rightarrow R_{it} = e^{r_{it}} - 1$.

From this net return of the portfolio equation, we used two weighting scheme of returns as in Gatev et al. (2006) and Broussard and Vaihekoski (2012). The first scheme used is the weighting of the returns to the capital previously committed (committed capital scheme), in which an amount of capital is distributed evenly across the entire universe of pairs for the period. Even if the pair does not open or if it closes before the trading period finishes, capital remains committed to that pair. This scheme divides the payoff in pairs for all pairs that were selected for the period of trading. This method considers the opportunity cost of hedge funds when they commit resources on a pair that ends up not being used during trading. The second scheme used divides the returns by the number of pairs that are open at the moment the return was obtained (fully invested scheme). In other words, this is a less conservative scheme where the portfolios resources are all invested in the pairs that are currently open. We are conservative and assume a rate of return of zero for capital in pairs that are not open, as in Broussard and Vaihekoski (2012), and unlike Gatev et al. (2006), which assumes a risk-free rate of return.

The change in the weights of the pairs within the portfolio follows the method of equal weights (Equally weighted approach), defined as in Broussard and Vaihekoski (2012), although

3 This formula can be explained intuitively. Suppose we buy stock ξ at price $P_{t-1}^\xi(1+C)$ and the profit of selling is $P_{t-1}^\xi(1-C)$. This corresponds to the decomposed net return: $\log \left[\frac{P_t^\xi(1+C)}{P_{t-1}^\xi(1+C)} \right] = \log \left[\frac{P_t^\xi}{P_{t-1}^\xi} \right] + \log \left[\frac{1-C}{1+C} \right] = r_t^\xi + \log \left[\frac{1-C}{1+C} \right]$

we do use the value weighted method and find similar results, hence, we do not report them, but are readily available upon request. The sum of returns of each pair is divided by the number of pairs that were selected for the period of trading, in the committed capital scheme. In practice, the use of stop-loss is critical to minimize losses. However, most academic works on pairs trading don't use them. Exceptions are Nath (2006), and Caldeira and Moura (2013), and in this work we follow the method of Caldeira and Moura (2013) and the stop-loss is triggered and the position in the pair is closed when losses reach 10% and we also include a stop gain of 20% with other values being tested.⁴

Transaction costs considered follow Dunis et al. (2010) and Caldeira and Moura (2013) and total 0.4% for each change of position in the pair (opening and closing): 0.1% brokerage in total for each action (buying and selling), totaling 0.2% for each pair in brokerage costs. Slippage of 0.05% for each stock in the pair, and 0.2% for the lease of the asset to be sold short (divided in 0.1% for opening and 0.1% when closing the position). The performance of the pairs portfolios is measured from 4 statistics:

$$\text{Cumulative Returns : } R^A = 252 \times \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t \right) \quad (2.9)$$

$$\text{Variance of Returns : } \hat{\sigma}^A = \sqrt{252} \times \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \hat{\mu})^2 \right) \quad (2.10)$$

$$\text{Sharpe Index : } SR = \frac{\hat{\mu}}{\hat{\sigma}}, \text{ where } \hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T w_{it} R_{wit} \quad (2.11)$$

$$\text{Maximun Drawdown : } MDD = \sup_{t \in [0, T]} \left[\sup_{t \in [0, t]} R_s - R_t \right] \quad (2.12)$$

2.4 Data Sets

Previous pairs trading studies aimed at testing a specic methodology for a given stock market. However, the availability of big nancial datasets across the globe allows the researcher to expand the analysis to markets with dierent characteristics, allowing a more robust evaluation of the strategies. Our data comprises three highly liquid nancial markets described below: United States Stock Market, Euro Area Stock Markets and the Brazilian Stock Market.

The US dataset was obtained at CRSP and contains the 1000 most liquid stocks for every

⁴ We considered values of 5%, 7%, 10%, 15%, 20% and no trigger for the stop-loss or stop-gain, nding that the lower/higher the stop-loss/gain better the strategy performance being the the highest sharpe ratio when no trigger was used either for stop-loss or stop-gain.

year, totalling 4,471 stocks. The period analyzed goes from 1962 to 2012 comprising a total of 12,586 observations and the market index used is the S&P 500, that is available for the whole sample period. We did not limit the universe with which each stock could pair up. The US database is the most homogenous one with stocks being traded in stock exchanges close to each other. Also, all stocks considered for trade are ordinary stocks and consequently, unlike for the Brazilian and the Euro area markets, where pairs can be from the same company due to different class shares, in the US all stock pairs will necessarily be from different companies, allowing for the comparison of each methodology on different institutional environments and types of stocks selected. Finally, from an academic point of view, despite considerable theory about market efficiency, not enough empirical information is known regarding how efficiency arises in practice.

The European Union dataset has stocks from companies based in Austria, Belgium, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Netherlands, Portugal and Spain and data from the main stock exchanges based on all those countries, hence we use the MSCI Europe excluding UK and Switzerland Index. This dataset is relevant because the monetary union through the Euro currency eliminates the exchange rate variation. Also, it allows direct arbitrage between different countries and different stock exchanges within countries. The EU dataset contains daily data from the 1,000 most liquid stocks from 1973 to 2012. All the data is quoted in Euro converted by the conversion rates of the moment the country entered the monetary Union, directly done by the data provider Datastream at its source. The data was obtained from Datastream comprising 10,435 observations. All countries in the Euro area were considered for the sample, however not all countries have stocks in the 1000 most liquid for the sample period.

There are country specific reasons to analyze pairs trading in the Brazilian financial markets. A considerable amount of international crisis caught Brazil off guard during the 90's and the beginning of the 2000's decade. We use database between 1995 and 2012, which had an amount of 4 international crisis that hit Brazil,⁵ and also 2 internal crisis⁶ that directly affected the Brazilian financial markets. To evaluate pairs trading in such stressful financial conditions provides valuable insight to how this strategy can act as a risk management alternative to other trading strategies, not to mention in a reduced liquidity environment compared to the U.S. Also, Brazilian listed companies tend to have preferred and common stocks listed, which is an uncommon characteristic allowing closer examination of causes of potential price deviation between assets that have rights to the same cash flow source. The database used in this study consists of all daily closing prices for stocks that have daily trading during the 12 month formation period and are listed in the Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). The data were obtained from Economática for the period between 1995 and 2012, and are adjusted for dividends and splits, in order to avoid false trading signals. The market index considered is the Ibovespa for the whole sample period. Table 1 summarizes the descriptive statistics of the database.

5 1 Asian financial crisis in 1997. Russian moratorium and ruble devaluation in 1998. Argentinian moratorium and peso devaluation in 2001 and the U.S. financial crisis in 2008.

6 Brazilian real devaluation in 1999 and 2002 election of former president Lula.

Table 1: Descriptive statistics of the data sets

Datasets	US data	European Data	Brazilian Data
Start date	Jan-1962	Jan-1973	Jan-1995
End date	Dec-2012	Dec-2012	Dec-2012
Number of stocks	4,471	1,000	450
Number of observations in the sample	12,586	10,435	4,087
Number of formation periods	100	80	34
Average number of days in formation period	252	260	247
Average number of days in trading period	126	130	123

Data source: CRSP (2014), Economática (2014), Eurostat (2014).

2.5 Empirical Findings

In this section we report the main results of the empirical analysis. It is found that the performance of pairs trading strategies could vary wildly across individual markets and approaches (see Tables 3, 9, and 15).

2.5.1 US Data Set

Table 2 shows the results found for the American data set for the whole sample period between January 1962 and December 2012. The average number of pairs opened increases with the number of pairs in the portfolio due to the fact that there are more available pairs that can open at any given moment. However, the distance methodology is much more “trigger happy” than the cointegration method, opening almost double the number of pairs for each different size of portfolio. Nonetheless, it’s very interesting to note that the average time the pairs are open is very similar for both strategies, which indicates that they react similarly, but the distance method identifies more trading opportunities. That also reflects on the share of negative excess returns, which is higher for the distance method on the 5 pairs portfolios. Since the distance method opens more pairs, the situation where the returns are 0, due to the lack of any open pairs, occur less frequent. On the other hand, the cointegration approach opens pairs less frequently, and has more zero return days that does not count as negative returns, which reduces the share of negative excess returns. Hence, even though the distance method performs better, as seen on the next section, it has a tendency of having a higher share of returns below zero.

The average number of round-trip trades per pairs, i.e., the average of pairs that manage to open and close before the closing of the 6 month period is higher for the distance method, for all portfolios sizes. Each pair opens and closes on average between 4.20 and 3.70 times for the distance portfolios while the cointegration method has an average of round trips per pair of 2.30. It’s interesting to note that the average time pairs are open is very similar, but the standard deviation is higher for the distance approach, suggesting that this method is less selective on when to open the pairs and consequently they may take a longer time to converge or they close too rapidly generating a higher S.D..

Table 2: Summary statistics of unrestricted pairs trading for the USA data set

Methodology Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Total number of pairs opened	2110	3,944	7,385	1,184	2,263	4,670
Total number of 6 month trading periods	100	100	100	100	100	100
Mean price deviation for opening pairs	0.028	0.030	0.032	0.406	0.409	0.409
Mean N° of pairs opened each 6 month period	21.1	39.4	73.85	11.84	22.63	46.7
Mean N° of pairs traded when at least one pair opened	4.228	3.948	3.694	2.368	2.265	2.339
Average N° of round-trip trades per pair	4.22	3.94	3.693	2.368	2.263	2.335
Standard deviation of round-trips per pair	2.539	2.379	2.185	1.5458	1.479	1.549
Average time pairs are open in days	17.488	19.363	21.515	16.945	17.283	17.24
Median time pairs are open in days	7	8	10	11	11	11
Average time pairs are open in months	0.833	0.922	1.025	0.806	0.823	0.82
Standard deviation of time open per pair in days	25.396	26.701	28.228	18.110	18.331	18.469
Standard deviation of time open per pair in months	1.209	1.271	1.344	0.862	0.872	0.879
Share of negative excess returns	0.432	0.441	0.430	0.379	0.442	0.469

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1962 and December 2012 for the Committed Capital weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window.

2.5.1.1 Committed Capital Scheme

This section uses the Committed Capital weighting scheme, where the returns of the pairs in the portfolio are weighted against all pairs, not only the open pairs at the moment the return was realized. It's clearly a more conservative measure and it takes into account the opportunity cost of committing capital to a given strategy even if there are no trades. Table 3 summarizes the excess return of the pairs portfolios with opening positions at the end of the day that occurs the price divergence and closing positions at the end of the day that prices converge.

The average annualized return for all portfolios created through the distance method is over 10.00% yearly return, similar to what Gatev et al (2006) found. The cointegration method performance is lower, with a Sharpe ratio ranging between 0.20 and 0.60, while the distance method has a Sharpe ratio of up to 2.90. The superior performance of the latter is a direct consequence of not only its higher average return, but also a lower volatility. Both strategies correlation with the market, as seen through the CAPM beta and the Spearman Rho, are not significantly different from zero, exactly what we want and would expect from a self-financed market neutral strategy. Although the beta and rho are important measures of risk, we also considered the maximum drawdown for all portfolios. This is a simple measure that indicates the largest cumulative loss after a given maximum of a cumulative positive rallying of the returns, signaling how fast the leverage can increase. In the 50 years of the data span the biggest cumulative loss ranges between 6.90% and 11.17% for the distance method and between 14% to 37% for the cointegration approach. Both are considerably inferior to the S&P 500 maximum drawdown of 56%.

Table 3: Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the USA data set

Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	Committed Capital					
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	15.061	13.969	13.169	3.956	1.911	3.708
Average Annualized Volatility (in %)	7.342	5.557	4.273	11.527	8.084	5.946
Total Sample Sharpe Ratio	1.911	2.354	2.896	0.336	0.234	0.612
Largest Daily Return (in %)	6.404	6.471	4.328	7.64	3.841	2.657
Lowest Daily Return (in %)	-4.639	-3.225	-2.781	-7.57	-4.323	-2.879
Spearman Rho	0.030	0.045	0.048	0.012	0.003	0.015
CAPM Beta	0.028	0.024	0.020	0.033	0.021	0.023
Jensen's Alpha	0.0005	0.0005	0.0005	0.00014	0.0006	0.0001
Jense's Alpha p.-value	0.00	0.000	0.000	0.0263	0.129	0.0003
Annual Skewness	1.498	0.677	0.497	0.680	0.298	0.459
Annual Kurtosis	5.978	3.104	2.530	3.388	2.822	2.756
Total Sample MDD (in %)	11.173	9.307	6.990	34.23	37.380	14.77

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1962 and December 2012 for the Committed Capital weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a distance and a cointegration criterion and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Equally weighted weighting scheme.

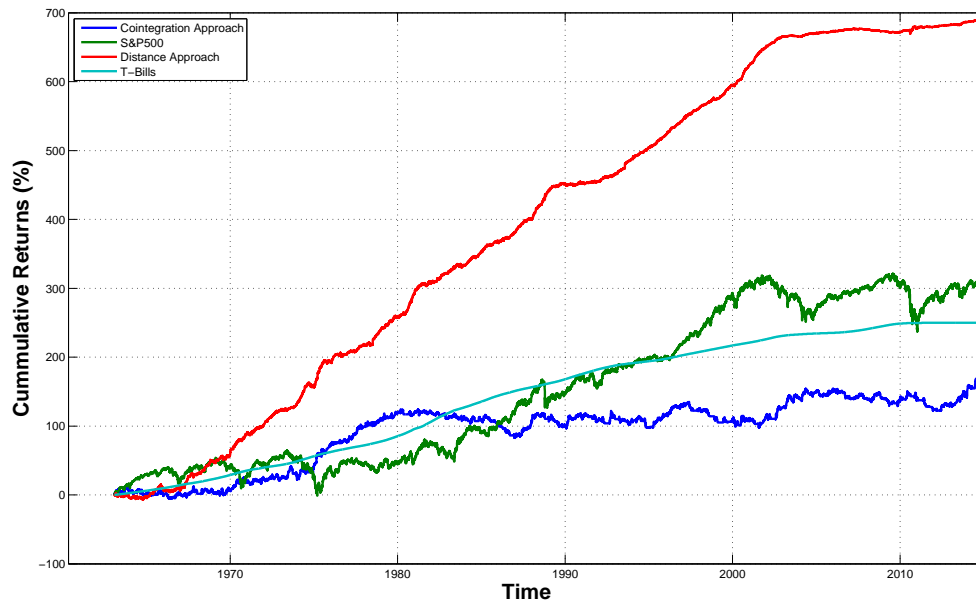
It is interesting to see the daily returns as measured by the Jensen's alpha. The method of measuring the excess returns is solely through the returns obtained by the pairs, without being necessary to account for the risk free return, since, in theory, pairs trading are not supposed to have any positive performance. However, in order to be more conservative, we measure Jensen's alpha using 3 months U.S. Treasury Bills as the risk free rate and the market beta using the S&P500. Even so, the alphas produced by this strategy are statistically significant for all portfolio sizes for the distance methods and for the portfolios with 5 and 20 pairs for the cointegration approach.

Figure 2.1 shows the cumulative excess returns of both methodologies using the 5 pairs portfolios. We can see that the performance of the distance method is consistent throughout the whole period, in contrast with the volatility of the S&P500 and the cointegration method but more volatile than T-bills. The distance method performs well during difficult times in the U.S and its performance is stable until 2003, when it starts performing more conservatively until the end of the sample in 2012. It also performs well as a whole beating all other 3 alternatives. On the other hand the cointegration approach has a relatively good period during the 70's but its performance is relatively flat for the rest of the period with small cycles of ups and downs that tend to cancel each other.

2.5.1.2 Fully Invested Scheme

The fully invested portfolios are presented on Table 4 and show a slightly different picture than the committed capital portfolios. These portfolios have necessarily an equal or higher

Figure 2.1: Cumulative Returns Index for the USA (starts at 0)



Note: This figure reports the cumulative excess returns for the USA in log for the 5 pairs portfolios between January 1963 and December 2012 using the distance method and the cointegration approach using the committed capital weighting scheme. Data source: CRSP (2014).

average return than the committed capital for all portfolio sizes due to its construction methodology. This weighting scheme scales the payoffs by the number of pairs that actually open, implying that all the money is distributed between all open pairs. The distance method is still superior to the cointegration method, with average annualized returns between 23% and 28% while the cointegration method returns are between 9% and 18%. However, its volatility is proportionally higher for both methods and portfolio sizes, and in turn, the sharpe ratios are very similar to the ones found previously. Another consequence of the higher volatility is its impact on the maximum drawdown. All distance method portfolios MDD increased and reached up to 27%, while for the cointegration method the MDD is up to 75%, superior than the S&P500 56% MDD.

These portfolios have a higher average return and volatility, but its betas and rhos are still negligible, and these portfolios can be considered market neutral. This indicates that these portfolios volatility are not based on its market risk, but rather on its own decision on when to open and close pairs and consequently can be included with an index tracking strategy without increasing the portfolios risk. The alphas obtained by the distance approach are higher than the cointegration method generates, but they all are statistically significant, being possible to conclude that both strategies can generate positive performance.

The American market structure, being considered a very liquid market and relatively more efficient than the less developed Brazilian market or the more segmented European Union market, favors the distance method possibly due to its basic characteristics. All stocks in the American

Table 4: Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the USA data set

Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
				Fully invested		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	27.730	24.922	23.358	14.138	9.602	18.12
Average Annualized Volatility (in %)	13.849	9.915	7.431	31.560	27.954	23.476
Total Sample Sharpe Ratio	1.768	2.245	2.826	0.419	0.328	0.709
Largest Daily Return (in %)	10.673	8.088	6.658	32.14	21.626	34.648
Lowest Daily Return (in %)	-23.195	-6.449	-4.039	-18.92	-17.381	-23.427
Spearman Rho	0.028	0.042	0.044	0.011	0.001	0.012
CAPM Beta	0.049	0.035	0.035	0.083	0.052	0.068
Jensen's Alpha	0.0009	0.0009	0.0008	0.0004	0.0003	0.0006
Jense's Alpha p-value	0.000	0.000	0.000	0.0048	0.026	0.00001
Annual Skewness	1.582	1.051	0.705	2.049	1.162	7.423
Annual Kurtosis	5.630	3.759	2.681	10.072	4.596	65.540
Total Sample MDD (in %)	27.055	13.569	11.625	74.21	75.071	42.81

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1962 and December 2012 for the Fully Invested weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a distance and a cointegration criterion and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Equally weighted weighting scheme.

market are ordinary and none are preferential. Hence, every asset is tied to a different cash flow. Even though they can be similar due to both belonging to the same industry and sector, they are not the same. This implies that the forces of convergence through cointegration are weaker than if both assets were entitled to the same cash flow and that the distance method, by not being limited to the existence of a long run relationship may be capturing arbitrage opportunities than the cointegration method does not identify.

2.5.1.3 Robustness Checks: Returns on the long and short side, no transaction costs and one day waiting for the US

The inspection of the performance of both sides of the strategy in a separate manner is potentially interesting and is depicted in table 5. Since one of the aspects that makes pairs trading profitable is its mean reversion characteristic, we should expect the excess returns of the long and short side to be equal. Another reason is that if the short side of the strategy is the one driving the results, the short selling barriers and market depth for such instrument should be considered in order to assess why there still exist a profit to be obtained. The results show that for both methods and weighting schemes the long side has a superior return, which are the stocks that have lost value relative to their pairs before the strategy is started. For the cointegration method this difference is even more pronounced, while for the distance approach both sides have more similar performances, although the short side still performs slightly worse. This provides evidence that the returns are not driven by non realized profit opportunities created by short selling barriers.

Table 5: Comparison of long and short returns for unrestricted pairs trading for the USA data set

Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio		Distance Approach				Cointegration Approach			
		Committed Capital		Fully Invested		Committed Capital		Fully Invested	
		Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short
5 Pairs	Excess Return	8.561	5.990	14.121	11.932	5.796	0.143	16.491	2.759
	Std. Dev.	10.385	10.076	18.679	18.450	10.096	9.460	26.316	24.684
	S.R	0.791	0.577	0.707	0.611	0.558	0.015	0.58	0.11
10 Pairs	Excess Return	8.263	5.272	14.250	9.346	5.676	-1.799	18.357	-2.242
	Std. Dev.	9.154	8.929	14.685	14.360	7.666	7.300	24.576	22.966
	S.R	0.868	0.575	0.907	0.622	0.720	-0.248	0.686	-0.098
20 Pairs	Excess Return	7.733	5.047	12.656	9.504	5.948	-0.264	23.609	1.561
	Std. Dev.	8.007	7.770	12.454	11.972	6.348	5.954	22.455	20.784
	S.R	0.930	0.634	0.957	0.759	0.91	-0.044	0.944	0.074

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs for the long and the short side between January 1962 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital and Fully Invested weighting scheme.

The analysis of the performance without transaction costs can be very elucidating. If there are no costs to open or close any position, we can measure through the difference between the returns of the portfolios with and without transaction costs what is the size of the possible trading gains. The inefficiency generated by transaction costs can be measured in terms of excess return that could be obtained. Table 6 shows that the returns without transaction costs are almost double the ones calculated with a 0.8% transaction cost. This suggests that, since transaction costs account for a percentage of the price, the higher the return obtained in a given portfolio, the higher it could have been in absolute terms. Also, since the excess return is higher and the volatility remains the same, the sharpe ratio is superior for all portfolios types and sizes.

Table 6: Excess return of unrestricted pairs trading for the USA data set without transaction costs

Methodology Pairs Portfolio		Distance Approach		Cointegration Approach	
		Committed Capital	Fully Invested	Committed Capital	Fully Invested
5 Pairs	Excess Return	22.992	43.269	8.218	25.563
	Std. Dev.	7.535	14.125	11.685	31.878
	S.R	2.748	2.547	0.676	0.714
10 Pairs	Excess Return	21.339	39.138	6.044	22.479
	Std. Dev.	5.700	10.085	8.236	27.916
	S.R	3.395	3.277	0.712	0.726
20 Pairs	Excess Return	20.035	36.320	7.902	31.619
	Std. Dev.	4.361	7.562	6.048	22.914
	S.R	4.189	4.100	1.257	1.199

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1962 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital and Fully Invested weighting scheme. 0% Transaction Costs.

We report the one day waiting period results on table 7. The reason for analyzing the one day waiting results is for the possibility of a delay with the implementation of the trade after the signal has been observed. Also, it allows for a more conservative view of the strategy since there may be a bid-ask bounce effect. The results indicate that both methodologies have a significant loss of performance when a one day lag is introduced but the distance approach still performs positively just as Gatev et al (2006) found. For the distance approach, all portfolios have a positive average annualized return between 6.6% and 7.4%, while the cointegration approach has negative average returns for its 5 and 10 pairs portfolios. This suggests that pairs trading profits can still survive in a competitive environment, when problems with executing a trade because of a thin market may happen or due to the bid-ask bounce vanishing when a one day waiting period is inserted. However, the profitability of pairs trading is tightly linked with the speed of execution, which although it raises questions on its profitability, the fact that we could still find considerable excess return with one day waiting basis suggests that pairs trading is still profitable. The tendency in terms of profitability regarding market efficiency is for the intra-day execution of pairs trading to take away the profits that could be obtained by a daily execution, with its limits on return being set by the transaction costs that they incur and consequently the necessity for the spread to widen enough in order to create a profitable opportunity.

Table 7: Excess return of unrestricted pairs trading for the USA data set with one day waiting

Methodology Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	7.393	6.894	6.608	-0.664	-0.598	0.326
Average Annualized Volatility (in %)	7.173	5.481	4.235	11.444	8.319	6.039
Total Sample Sharpe Ratio	0.994	1.217	1.511	-0.058	-0.072	0.054
Largest Daily Return (in %)	6.244	6.351	3.945	7.855	4.442	2.856
Lowest Daily Return (in %)	-4.719	-3.305	-2.841	-7.598	-4.27	-2.895
Spearman Rho	0.025	0.043	0.046	0.012	0.004	0.005
CAPM Beta	0.025	0.022	0.020	0.025	0.015	0.014
Jensen's Alpha	0.0003	0.0003	0.0002	-0.0003	-0.0002	0.00008
Jensen's Alpha p-value	0.000	0.000	0.00	0.596	0.541	0.79
Annual Skewness	1.618	0.769	0.499	0.792	0.795	0.345
Annual Kurtosis	7.112	3.390	2.437	3.454	3.966	3.37
Total Sample MDD (in %)	44.126	39.116	36.445	73.056	55.158	35.527
Share of negative excess returns (in %)	0.463	0.480	0.472	0.394	0.455	0.488

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1962 and December 2012 for the Committed Capital weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. One day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window.

2.5.2 European Union Data Set

Table 8 shows the summary statistics for the european data set for the whole sample period between January 1973 and December 2012. The average number of pairs opened, also increases

with the number of pairs in the portfolio. However, when compared to the USA, the difference between both strategies is smaller. Similar to the USA results, the cointegration approach opens less pairs on average than the distance method. It is interesting to note that the median time pairs are open in days is very similar for both strategies. This suggests that both strategies may be closing too soon, and its performance could be improved by either identifying an opening opportunity earlier, or by taking longer to close. The distance method has a higher average time pairs are open as well as a standard deviation, which is a consequence of this method identification procedure, not requiring a long term relationship between the stocks. Also, the average and median time pairs remain open increases with the portfolio size, specially for the cointegration method, indicating that in this approach the convergence takes longer as we increase the number of pairs, suggesting that the stocks may not move so close together as we increase the number of pairs in our portfolio, but end up converging after a while. As a matter of fact, the distance method does not considers any kind of convergence towards a long term relationship, unlike the cointegration methods. The distance method selects stocks that are very close to each other, but not based on convergence, hence explaining why the average time pairs remain open is higher for the distance method.

Table 8: Summary statistics of unrestricted pairs trading for the European data set

Methodology Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Total number of pairs opened	2,107	4,261	8,254	1,733	3,404	6,470
Total number of 6 month trading periods	78	78	78	78	78	78
Mean price deviation for opening pairs	0.017	0.019	0.021	0.225	0.25	0.286
Mean N° of pairs opened each 6 month period	27.01	54.62	105.80	22.22	43.64	82.95
Mean N° of pairs traded when at least one pair opened	5.472	5.533	5.359	4.524	4.438	4.264
Average N° of round-trip trades per pair	5.402	5.462	5.291	4.443	4.364	4.147
Standard deviation of round-trips per pair	3.404	3.531	3.585	3.288	3.211	3.236
Average time pairs are open in days	10.12	9.80	10.21	7.40	8.32	8.87
Median time pairs are open in days	3	3	3	3	3	3
Average time pairs are open in months	0.481	0.466	0.486	0.352	0.396	0.422
Standard deviation of time open per pair in days	20.70	19.65	19.77	12.91	14.86	15.47
Standard deviation of time open per pair in months	0.985	0.936	0.941	0.614	0.707	0.736
Share of negative excess returns	0.366	0.404	0.411	0.284	0.365	0.394

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1973 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital Weighting Scheme, where the returns are pondered by all possible pairs chosen.

We can see that the share of negative excess returns is higher for the distance method, similar to the result obtained for the USA. As the share of negative returns shows, the distance method tends to have more open pairs at a given moment, due to its higher average time pairs are open, which consequently generates the opportunity for more non-zero returns. Hence, unlike the cointegration approach that tends to have pairs open for a shorter period, and less opportunities to have negative returns days, the distance method has a higher share of negative excess returns.

2.5.2.1 Committed Capital Scheme

Table 9 shows the results for the committed capital weighting scheme for the European Union, for both investment strategies. Both strategies have a very good performance, and an average annualized return superior to 6% a year. Also, their volatility is fairly low, and falls with the size of the pairs portfolios. The result of such facts is that both methods have very high sharpe ratios. The distance method has a SR ranging between 1.2 and 2.1 while the cointegration approach varies between 1.5 and 2.4. Also, when we look at the Jensen's alpha, we see that they are statistically significant, which adds to the conclusion that both strategies have a positive performance.

Table 9: Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the European Union data set

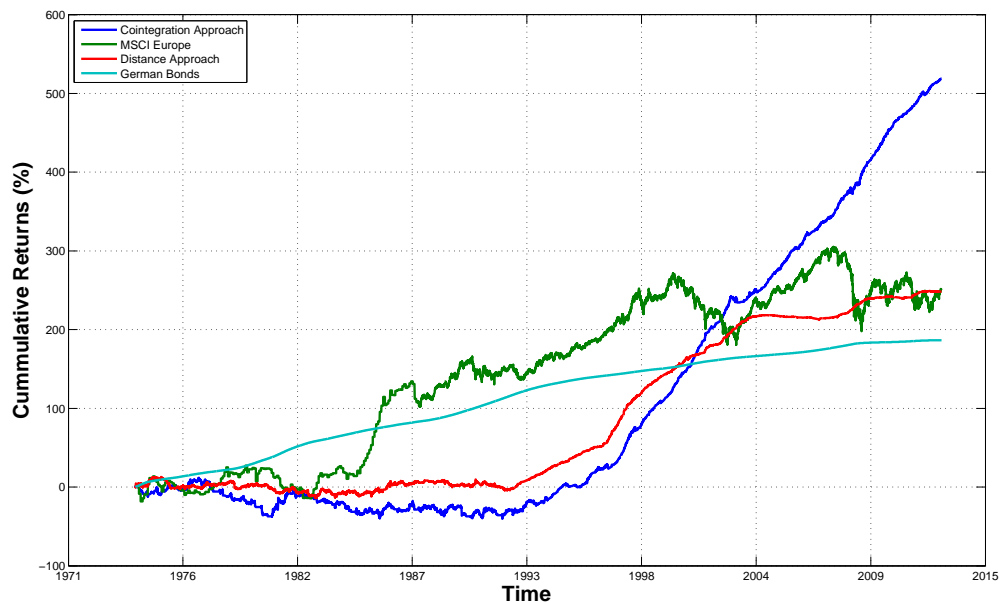
Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	Committed Capital					
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	6.560	7.477	7.753	14.338	15.092	13.221
Average Annualized Volatility (in %)	5.231	4.208	3.417	8.77	6.623	5.00
Total Sample Sharpe Ratio	1.214	1.713	2.185	1.528	2.122	2.483
Largest Daily Return (in %)	4.173	2.227	1.964	7.078	4.392	3.714
Lowest Daily Return (in %)	-5.23	-1.97	-1.83	-7.309	-3.746	-3.306
Spearman Rho	0.015	0.003	0.015	0.009	0.012	0.029
CAPM Beta	0.001	0.001	0.002	0.003	0.006	0.008
Jensen's Alpha	0.00025	0.00028	0.00029	0.0005	0.0005	0.0005
Jense's Alpha p.value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Annual Skewness	1.513	1.386	1.346	0.507	0.751	0.627
Annual Kurtosis	7.161	5.671	5.095	2.622	3.116	2.419
Total Sample MDD (in %)	23.66	13.86	30.35	40.554	23.515	16.936

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1973 and December 2012 for the Committed Capital weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion or cointegration approach and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Equally weighted.

In terms of neutrality, both strategies have a close to zero beta and rho, another relevant characteristic, given that both strategies perform well. This shows that the performance is not a consequence of a high beta combined with a good market performance in the period. When we look at the strategies maximum drawdown we see that they perform very well and have a small MDD. The distance method has an MDD that can be as low as 13% while the cointegration approach loses up to only 16.9% of its value, much smaller than the MSCI Europe's MDD of 48%. All results indicate that both strategies have a very positive average performance through the sample period, and a high return stability, as seen by the low MDD, as well as a negligible beta.

The graph 2.2 shows the cumulative returns for the 5 pairs portfolios for both strategies. Both strategies underperform until the beginning of the 90's when their annual return becomes superior to the market. The cointegration method performs better from the beginning of the 1990s all the way to the end of the sample in 2012. On the other hand, the distance method outperforms

Figure 2.2: Cumulative Returns for the European Union



Note: This figure reports the cumulative excess returns for the European Union in log for the 5 pairs portfolios between July 1974 and December 2012 using the distance method and the cointegration approach using the committed capital weighting scheme. Data source: Eurostat (2014).

the market on the 90's but in 2003 its performance slowed down until the end of the sample, with an excess return similar to the market. Both strategies have a smaller volatility, as seen in the graph, and are not correlated with the market, a positive feature of pairs trading.

2.5.2.2 Fully Invested in the European Union

Table 10 shows that the results for the fully invested portfolios are a little different than the committed capital ones. The performances for the cointegration method are superior in terms of average excess return when compared with the distance approach but when we look at the sharpe ratios, the results are very similar. This emanates from the higher volatility the cointegration portfolios have, hence, not being able to generated a better portfolio.

The fully invested scheme has a higher sharpe ratio than the committed capital scheme possibly due to the short length of time pairs remain open at a single time. Hence, although the volatility is higher, the higher returns more than compensates the gains, resulting in a higher sharpe ratio. For the cointegration method, it has a higher excess return for all portfolio sizes as well as a higher sharpe ratio than when we use the committed capital scheme. This happens because the cointegration method has a median time of open pairs of only three days and a smaller standard deviation of the average time pairs remain open, causing the fully invested scheme to weight the returns by a much smaller number of pairs than the committed capital or even than the distance

Table 10: Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the European Union data set

Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
				Fully Invested		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	19.45	27.79	27.94	56.016	82.69	81.849
Average Annualized Volatility (in %)	10.37	9.785	8.198	25.567	23.092	19.025
Total Sample Sharpe Ratio	1.714	2.507	3.007	1.741	2.612	3.147
Largest Daily Return (in %)	6.956	6.115	5.245	15.20	13.54	10.697
Lowest Daily Return (in %)	-12.8	-4.82	-6.55	-20.725	-11.631	-14.371
Spearman Rho	0.0152	0.0145	0.0161	0.008	0.0105	0.028
CAPM Beta	0.015	0.005	0.017	0.015	0.028	0.039
Jensen's Alpha	0.009	0.005	0.009	0.001	0.002	0.002
Jensen's Alpha p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00
Annual Skewness	6.666	1.557	1.651	1.853	2.539	2.767
Annual Kurtosis	3.403	3.680	2.379	6.652	9.940	11.309
Total Sample MDD (in %)	37.05	39.24	48.67	80.593	49.179	37.579

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1973 and December 2012 for the Fully Invested weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion or cointegration approach and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Equally weighted.

method that uses the fully invested scheme. Hence the returns increase much more than for the distance method. However, the Jensen's alpha is higher for the distance method, a result of the high risk that the cointegration approach has.⁷

Even though the volatility is higher for all portfolio sizes and both strategies, the beta is still not statistically different than zero, as well as the Spearman Rho. Finally, the MDD for both strategies is higher for all portfolio sizes, something that is expected, given the weighting methodology, but the MDD for the 5 pairs cointegration approach is higher than 80%, a result that signals that even though the strategy is market neutral, its downside risk is still very high. Nonetheless, the cointegration method underperforms before the beginning of the 1990s, which is when the high MDD occurs, having a very small MDD after and until the end of the sample. Also, the results have shown that some of the pairs that are formed through the cointegration method are composed of assets from the same corporations, in contrast with the distance method. Because some pairs are same company assets, they are tied to the same cash flow, implying a long run relationship, which is the main feature of the cointegration method. Therefore, contrary to the United States, the imposition of a long run relationship is an advantage of the cointegration method. This long run relationship that is captured by the cointegration relationship is responsible for driving the superior results that such method achieves.

⁷ 0,002 for the cointegration method using fully invested scheme, compared to the 0,0005 using the committed capital weighting scheme.

Table 11: Comparison of long and short returns for unrestricted pairs trading for the European Union data set

Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio		Distance Approach				Cointegration Approach			
		Committed Capital		Fully Invested		Committed Capital		Fully Invested	
		Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short
5 Pairs	Excess Return	7.836	3.058	24.520	6.626	11.868	5.797	42.772	21.578
	Std. Dev.	8.012	7.908	19.950	19.730	8.377	7.996	25.142	23.565
	S.R	0.941	0.381	1.099	0.325	1.339	0.704	1.417	0.829
10 Pairs	Excess Return	9.395	2.514	3.640	11.380	11.699	6.599	51.832	37.172
	Std. Dev.	6.737	6.621	21.010	20.590	6.612	6.486	24.640	23.676
	S.R	1.333	0.375	1.272	0.523	1.673	0.985	1.696	1.335
20 Pairs	Excess Return	9.863	2.202	30.300	11.270	11.567	4.826	57.908	31.667
	Std. Dev.	5.973	5.903	18.250	17.860	5.601	5.435	22.200	21.630
	S.R	1.575	0.368	1.451	0.598	1.954	0.867	2.059	1.272

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs for the long side and the short side between January 1973 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital and Fully invested weighting scheme.

2.5.2.3 Robustness Checks: Returns on the long and short side, no transaction costs and one day waiting for the EU

When we look at table 11 we see clearly see that both approaches have a tendency for the long side to perform better than the short side. The long side returns with committed capital for both strategies range between 7.8% and 11.8% while the short side is between 2.2% and 6.5%. For the fully invested scheme the difference is a bit bigger, but nonetheless the strategy still benefits strongly from both sides of the pair. Another important characteristic is that the sharpe ratio on both sides are smaller than the pairs sharpe ratio, which indicates that the strategy fullfills its objective of portfolio building and benefiting from the diversification, not only based on the selection of different stocks but also on symmetrically opposite investments.

The results for the cointegration approach are not very different but, nonetheless, have some interesting characteristics. The long side's return is more than double the short side for all pairs size and weighting schemes. This can be explained by the existance of a bull market through the most part of the analyzed period, and the fact that the strategy selects different stocks and pairs than the distance method. This also reflects on the sharpe ratio with the long side having a superior performance than the short side. On the other hand, the distance method has a long side performance that is between 3 to 4 times superior to the short side, hence, with a higher dependence on the long side.

The performances without transaction costs are presented on table 12. For both strategies the excess return increases when compared both weighting schemes with their counterparts with transaction costs. The main difference is that the cointegration method has a higher absolute and percentage change on its excess return when using the fully invested scheme. In general, the results indicate that the transaction costs reduces the profitability of pairs trading substantially.

Table 12: Excess return of pairs trading for the European Union data set without transaction costs

Methodology Pairs Portfolio		Distance Approach		Cointegration Approach	
		Committed Capital	Fully Invested	Committed Capital	Fully Invested
5 Pairs	Excess Return	16.12	48.20	22.28	92.94
	Std. Dev.	5.58	11.35	9.05	26.35
	S.R	2.67	3.46	2.22	2.49
10 Pairs	Excess Return	27.56	52.30	23.09	137.44
	Std. Dev.	6.24	11.23	6.87	24.00
	S.R	3.89	3.74	3.02	3.60
20 Pairs	Excess Return	24.95	46.1	20.73	135.66
	Std. Dev.	4.91	8.42	5.22	19.84
	S.R	4.53	4.50	3.60	4.32

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1973 and December 2012.

Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 0% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital and Fully Invested weighting scheme.

When we include the one day waiting period we see a shift in performance for both strategies. Table 13 depicts the statistics for both strategies using a committed capital weighting scheme and including a one day waiting period for the opening and closing of pairs in order to account for unexpected situations, for example, the difficulty in executing the order as well as bid-ask bounce. The distance method has a negative average excess return for the sample period which translates in a negative sharpe and alpha. The MDD is high and the Jensen's Alpha is negative and not statistically significant, which indicates that pairs trading strategy, if the orders execution is delayed, can be very unprofitable. These results indicate that in a competitive environment, although daily pairs trading can still be profitable given a sufficient speed of execution, it is no longer profitable to trade with a one day delay, be it due to low processing capabilities, thin trading or any other reason that would impose a delay between the moment the price is discovered, and the order executed. Albeit at much more modest levels, the cointegration approach still maintains its profitability and Jensen's Alpha significance, suggesting such strategy not only remains profitable nowadays, but it also resists to the speed of execution. In general, as seen for the USA, and now for the european union, the speed of execution is of paramount importance in pairs trading.

2.5.3 Brazilian Data Set

The results for the brazilian dataset are shown on table 14 for the whole sample period between january 1996 and december 2012. The results are very similar to the american and european datasets, with the main difference being the higher median and average time pairs remain open. This reflects also on a higher standard deviation of time pairs remain open as well as in a lower average number of round-trip trades per pair. Since pairs remain open longer, they have less opportunities to have more round-trip trades in a given trading window. Another consequence of its longer average time open, is a higher share of negative excess return, which is superior to the ones

Table 13: Excess return of unrestricted pairs trading for the European Union data set with one day waiting

Methodology Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	-2.001	-1.279	-0.737	6.831	7.236	5.822
Average Annualized Volatility (in %)	5.126	4.087	3.277	8.498	6.365	4.823
Total Sample Sharpe Ratio	-0.394	-0.315	-0.226	0.778	1.098	1.173
Largest Daily Return (in %)	4.094	2.148	1.725	6.998	4.073	3.414
Lowest Daily Return (in %)	-5.390	-2.094	-1.913	-5.557	-3.827	-3.386
Spearman Rho	0.016	0.003	0.015	0.004	0.010	0.023
CAPM Beta	0.001	0.001	0.002	0.003	0.006	0.008
Jensen's Alpha	-0.00008	-0.00005	-0.00003	0.00026	0.00028	0.00022
Jensen's Alpha p-value	0.012	0.046	0.145	0.000	0.000	0.000
Annual Skewness	1.315	1.213	1.474	0.570	0.767	0.622
Annual Kurtosis	6.085	5.400	5.729	2.980	3.373	2.540
Total Sample MDD (in %)	61.579	54.303	62.927	63.340	46.521	52.744
Share of negative returns (in %)	0.427	0.498	0.512	0.304	0.391	0.424

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1973 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. One day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital Weighting Scheme, where the returns are pondered by all possible pairs chosen.

found for the USA and european datasets.

2.5.3.1 Committed Capital Scheme

The performance of both strategies is presented on table 15 using the committed capital weighting scheme. Some periods exhibit less than 20 cointegrated pairs, specially the years between 1996 and 2002, consequently when applicable, we used the maximum number available of pairs to form a portfolio. Unlike for the previous databases, the performance is fairly low for both methods. The top performance in terms of annual excess returns and sharpe ratio is for the 5 pairs cointegration approach reaching, respectively, 8.30% and 0.64%. The performance of all other portfolios range between 0.30% and 3.60% annual excess return. The alphas are not statistically significant, except for the 5 pairs cointegration approach which are significant at the 5% level. Although both strategies do not exhibit great results, their MDD are small ranging between 15% and 23%, which suggest that this strategies are very stable over time. This can be seen through its beta and rho, which are very close to zero, similar to these statistics obtained for the previous datasets.

2.5.3.2 Fully Invested Scheme

Table 16 presents the results for the whole trading out of sample, between July 1996 and December 2012 already discounted for transaction costs and slippage effects. The performance for the cointegration method are superior in terms of average excess return, as well as in sharpe ratio.

Table 14: Summary statistics of unrestricted pairs trading for the Brazilian data set

Methodology Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Total number of pairs opened	415	734	1407	389	638	1156
Total number of 6 month trading periods	34	34	34	34	34	34
Mean price deviation for opening pairs	0.049	0.063	0.078	0.745	0.775	0.759
Mean N° of pairs opened each 6 month period	12.205	21.588	41.382	11.441	18.764	34
Mean N° of pairs traded when at least one pair opened	2.515	2.224	2.131	2.542	2.294	2.298
Average N° of round-trip trades per pair	2.441	2.158	2.069	2.288	1.876	1.7
Standard deviation of round-trips per pair	1.810	1.562	1.45	1.748	1.589	1.576
Average time pairs are open in days	30.828	30.209	27.064	17.051	18.155	18.135
Median time pairs are open in days	13	15	14	11	12	12
Average time pairs are open in months	1.468	1.438	1.288	0.811	0.864	0.863
Standard deviation of time open per pair in days	37.418	35.174	31.712	19.538	19.87	19.383
Standard deviation of time open per pair in months	1.781	1.674	1.510	0.930	0.946	0.923
Share of negative excess returns	0.472	0.492	0.493	0.383	0.426	0.443

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1996 and December 2012.

Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital Weighting Scheme, where the returns are pondered by all possible pairs chosen.

Table 15: Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the Brazilian data set

Methodology Weighting Scheme Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	3.188	0.640	0.378	8.370	3.534	3.688
Average Annualized Volatility (in %)	8.252	6.676	5.297	12.53	10.37	9.314
Total Sample Sharpe Ratio	0.380	0.095	0.071	0.641	0.334	0.388
Largest Daily Return (in %)	2.934	3.571	2.036	5.512	5.512	5.512
Lowest Daily Return (in %)	-3.41	-3.94	-2.30	-7.68	-7.68	-7.68
Spearman Rho	0.064	0.060	0.071	0.069	0.050	0.042
CAPM Beta	0.017	0.013	0.013	0.014	0.008	0.005
Jensen's Alpha	0.00014	0.000017	0.000007	0.00031	0.00013	0.00014
Jense's Alpha p.value	0.157	0.785	0.890	0.011	0.192	0.125
Annual Skewness	0.663	-0.37	0.728	1.375	1.280	1.536
Annual Kurtosis	4.099	3.020	4.543	4.185	4.586	5.948
Total Sample MDD (in %)	15.06	23.17	18.68	19.55	18.56	18.56

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1996 and December 2012 for the Committed Capital weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion or cointegration approach and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Equally weighted weighting scheme.

Table 16: Comparison of strategies for unrestricted pairs trading for the Brazilian dataset

Methodology Weighting Scheme	Distance Approach			Cointegration Approach		
	Fully invested					
Pairs Portfolio	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	6.507	0.091	-0.84	19.50	10.99	12.39
Average Annualized Volatility (in %)	17.65	17.89	16.38	31.01	28.26	24.25
Total Sample Sharpe Ratio	0.357	0.005	-0.05	0.574	0.369	0.481
Largest Daily Return (in %)	13.52	13.52	14.49	13.53	15.27	11.52
Lowest Daily Return (in %)	-15.1	-9.80	-8.01	-18.3	-16.0	-15.3
Spearman Rho	0.058	0.050	0.064	0.069	0.051	0.044
CAPM Beta	0.033	0.035	0.038	0.052	0.035	0.022
Jensen's Alpha	0.00023	-0.00006	-0.000052	0.00067	0.000039	0.000045
Jense's Alpha p.value	0.183	0.924	0.731	0.026	0.157	0.059
Annual Skewness	5.010	3.273	2.790	1.832	2.401	2.631
Annual Kurtosis	27.735	17.352	12.878	5.77	9.735	9.737
Total Sample MDD (in %)	46.66	58.73	59.83	46.98	57.73	41.68

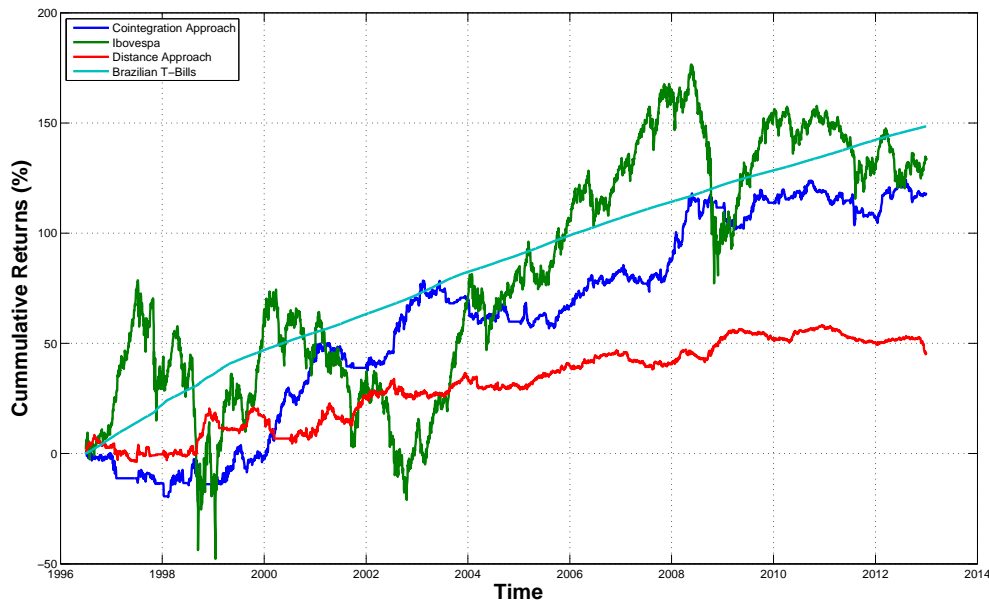
Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1996 and December 2012 for the Fully Invested weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion or cointegration approach and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Equally weighted weighting scheme.

However, this does not mean much, since its sharpe ratio is fairly low for the cointegration method, between 0.36 and 0.57, but still higher than the ones for the distance approach and superior to the market sharpe of 0.41 in two portfolios.

This low performance reflects on the Jensen's alpha, with it not being statistically significant for the distance method, and only the five pairs portfolio through the cointegration method is significant at the 5% level. Both strategies are market neutral, as reflected by its beta and rho, and as expected from this self-financing strategy. The MDD from both strategies is around 50%, indicating a quite risky strategy, but still lower than the 65% MDD of the market index (Ibovespa).

Figure 2.3 shows why the cointegration method does not perform better in terms of SR than the distance method for the whole sample. Its volatility is 31% annually, although inferior to the 34% annually for the Ibovespa, is higher than the 17% for the five pairs portfolio formed using the distance method. Until the year 2000 the cointegration method underperformed both the market and the distance method. Possibly due to the lack of pairs available, with the number of pairs that cointegrated being very often inferior to 10 and sometimes less than five pairs where cointegrated before the year 2002, which reduces the possibilities of choosing the best performing pairs according to the Sharpe Ratio. From then on, the cointegration method overperformed the distance method, and kept a similar pace to the market index Ibovespa. Before the 2008 crash, the market index soared, and the cointegration strategy kept its pace, with barely no correlation with the market as shown by its negligible beta. The strategy has performed reasonably consistently throughout the whole period with returns ranging between 10% and 19%, in line with the Caldeira and Moura (2013) results, that used a smaller sample.

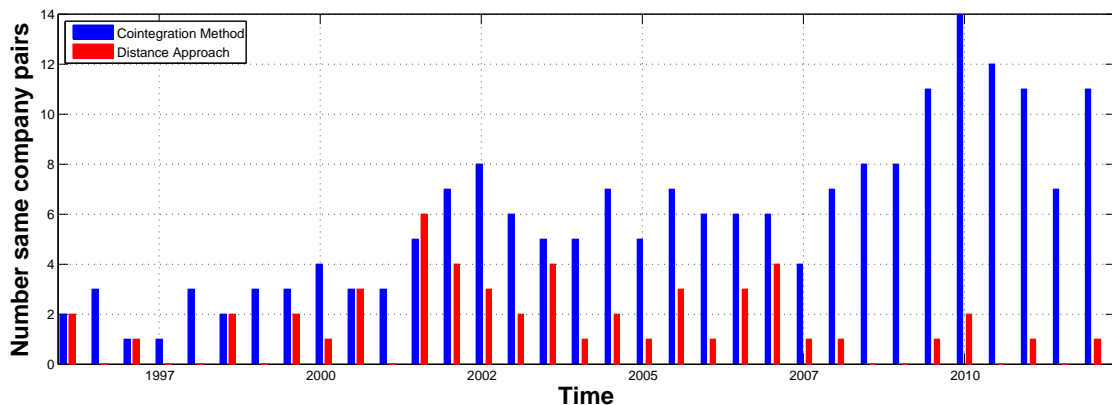
Figure 2.3: Cumulative Returns for Brazil



Note: This figure reports the cumulative excess returns for Brazil in log for the 5 pairs portfolios between January 1996 and December 2012 using the distance method and the cointegration approach using the fully invested weighting scheme. Data source: Economática (2014).

The Brazilian market structure is very different than the other two databases we are investigating. It is not only less liquid than the American and the European ones, but it also has a lower number of assets, and some of those assets are ordinary and preferential stocks, meaning they are entitled to the same cash flow with the main difference being two: (i) the seniority of the preferential stock against the ordinary stock regarding mainly bankruptcy and (ii) the right to vote of the ordinary stock, that the preferential asset does not have. Therefore we have identified that most stocks traded in the Brazilian market are the same companies' assets, with the same cash flow, which implies that there is a reason of fundamentalist valuation for both assets to have similar prices. As can be seen on Figure 2.4 a large portion of the pairs selected through the cointegration method have stocks from the same company, which eliminates firm-specific shocks as a source of deviation. Since there is a common component, the process may be better modelled by the cointegration method, that explicitly fits a mean reverting equation to the dynamic between both assets, than by the distance method, that requires only the distance between the asset prices to be small, thus, explaining the superior performance of the cointegration method, in opposition to the American stock market.

Figure 2.4: Number of pairs formed through the cointegration and distance method that are composed of same company assets



Note: This figure reports the number of pairs that are composed of stocks from the same company for Brazil between January 1996 and December 2012 using the distance method and the cointegration approach. Data source: Economática (2014).

2.5.3.3 Robustness Checks: Returns on the long and short side, no transaction costs and one day waiting for Brazil

The results on the long and short side are quite different than the ones found for the american and european database as seen on Table 17. For example, the distance approach short side has a negative average annual excess return. This may be because the brazilian stock market rallied after 2002, and this method might have selected stocks that were both increasing in value together. Hence, the short side would lose money. Another interesting fact is that the cointegration approach using the fully invested weighting scheme also has a negative performance on its portfolios with 10 and 20 stocks. As a general rule, the long side is responsible for the results of the whole portfolio, different from the american and european datasets. This indicates that the hedging abilities of the short side could be improved in order to increase the portfolios returns. We also see that the short side is not the one driving the results due to short selling barriers or lack of liquidity.

For the brazilian database the results without transaction costs are presented on table 18. It's clear that all portfolios perform much better without transaction costs, and also have a higher sharpe ratio. However, the 5 and 10 pairs portfolios created through the distance method have an average annual excess return of slightly over 4% (4.30 and 4.08%, respectively). Since their performance with transaction costs is slightly over 0% as seen on table 15, we can estimate that transaction costs after including bid-ask bounce, slippage effects and liquidity effects, is around 4 percentage points of the final return on these portfolios.

As previously seen with the american and european databases, the returns with one day waiting period tend to be considerably smaller. As seen on table 19, the brazilian dataset is not very different. The exception is the positive returns obtained by the 5 and 10 pairs portfolios created using the cointegration method, which have an average annualized excess return of 2.40%

Table 17: Comparison of long and short returns for unrestricted pairs trading for the Brazilian data set

Methodology		Distance Approach				Cointegration Approach			
		Committed Capital		Fully Invested		Committed Capital		Fully Invested	
Weighting Scheme	Pairs Portfolio	Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short
5 Pairs	Excess Return	6.84	-1.44	18.30	-7.05	8.33	2.11	22.35	2.49
	Std. Dev.	21.97	21.21	36.81	35.87	16.12	15.81	34.27	33.24
	S.R	0.30	-0.06	0.45	-0.20	0.50	0.13	0.59	0.07
10 Pairs	Excess Return	7.12	-4.34	14.72	-9.71	3.27	2.15	18.62	-1.62
	Std. Dev.	17.64	17.13	35.61	34.46	14.95	14.71	33.68	32.89
	S.R	0.39	-0.25	0.38	-0.29	0.21	0.14	0.51	-0.04
20 Pairs	Excess Return	5.42	-3.12	13.76	-9.49	4.46	1.14	22.60	-3.56
	Std. Dev.	14.34	13.78	33.34	32.25	14.52	14.27	33.63	32.94
	S.R	0.36	-0.23	0.39	-0.30	0.30	0.08	0.61	-0.11

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs for the long side and the short side between January 1996 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted. 4% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital and Fully invested weighting scheme.

Table 18: Excess return of pairs trading for the Brazilian data set without transaction costs

Methodology		Distance Approach		Cointegration Approach	
		Committed Capital	Fully Invested	Committed Capital	Fully Invested
Weighting Scheme	Pairs Portfolio				
5 Pairs	Excess Return	7.52	12.96	12.54	30.60
	Std. Dev.	8.49	17.54	12.66	31.60
	S.R	0.85	0.69	0.93	0.84
10 Pairs	Excess Return	4.34	7.19	7.93	23.13
	Std. Dev.	6.81	17.94	10.53	28.15
	S.R	0.62	0.39	0.72	0.74
20 Pairs	Excess Return	4.09	6.76	8.02	24.51
	Std. Dev.	5.47	16.83	9.45	24.30
	S.R	0.73	0.39	0.82	0.90

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1996 and December 2012. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 0% Transaction Costs. Without one day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window. Committed Capital and Fully Invested weighting schemes.

Tabela 19: Excess return of unrestricted pairs trading for the Brazilian data set with one day waiting

Methodology Pairs Portfolio	Distance Approach			Cointegration Approach		
	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs	5 Pairs	10 Pairs	20 Pairs
Average Annualized Return (in %)	-4.24	-2.33	-1.81	2.449	0.861	-0.03
Average Annualized Volatility (in %)	10.34	9.705	8.537	12.66	10.51	9.371
Total Sample Sharpe Ratio	-0.41	-0.24	-0.21	0.191	0.081	-0.00
Largest Daily Return (in %)	5.919	4.946	4.089	5.205	4.927	4.927
Lowest Daily Return (in %)	-4.17	-3.15	-2.61	-6.97	-6.97	-6.97
Spearman Rho	0.038	0.063	0.091	0.061	0.050	0.043
CAPM Beta	0.012	0.019	0.023	0.018	0.012	0.011
Jensen's Alpha	-0.00	-0.00	-0.00008	-0.00008	0.00002	-0.00007
Jensen's Alpha p.value	0.078	0.271	0.305	0.492	0.795	0.934
Annual Skewness	0.449	0.622	0.848	0.175	0.920	0.800
Annual Kurtosis	2.950	3.756	3.735	2.010	3.800	3.235
Total Sample MDD (in %)	58.24	39.55	38.05	27.37	24.34	23.78
Share of negative excess returns (in %)	0.503	0.505	0.509	0.401	0.437	0.453

Note: This table reports a summary statistics of the excess returns on portfolios of 5, 10 and 20 pairs between January 1996 and December 2012 for the Committed Capital weighting scheme. Pairs are formed over a 12-month period according to a minimum-distance criterion and a cointegration method and then traded over the subsequent 6-month period. Pairs are opened when prices diverge by two standard deviations. CAPM-estimates are from the OLS regression analysis. Equally weighted weighting scheme. 4% Transaction Costs. One day waiting. 2 SD signal to open a pair and full convergence signal to close a pair (0 SD). Stop loss of 10% and Stop gain of 20%. Moving average and SD window of 20 days and no limit on the time pairs remain open inside the trading window.

and 0.80% respectively. Nonetheless, their Sharpe ratio are 0.191 and 0.081, and their Jensen's alpha are not statistically significant. The share of negative excess returns is not much higher than without the one day waiting period, indicating that the number of days the strategy loses money is not more frequent, but the loss in itself is higher. As for the MDD, both strategies have a worse maximum drawdown when compared to the committed capital scheme without one day waiting period. These results could be due to a relatively smaller amount of possible pairs at each trading period, consequence of a small universe of available stocks in a given moment. Hence, the pairs created, although the best available, are not very profitable and a one day waiting period is just enough to reduce the profitability overall.

2.6 Pairs Trading Performance Evaluation

In order to evaluate the performance of the strategies, we compare it to a naive strategy, i.e., we create bootstrapped return series in which the signal to start the strategy of pairs trading is inserted, and the performance of such a strategy is monitored and compared to the performance of the original series of returns. We follow the method used by Gatev et al. (2006) and Caldeira and Moura (2013), in which the bootstrap initiates at the time at which the signal is sent to begin trading pairs. In each bootstrap, the original series is replaced by two series of random assets similar to the assets earlier, similarity being defined as returns in the previous month belonging to the same decile. Thus, the difference in performance of the original assets and simulated give an indication of performance. The net return of the naive strategy is given by:

$$R_t^{naive} = \sum_{i=1}^N w_{it} r_{it} + 2N \ln \left(\frac{1-C}{1+C} \right) \quad (2.13)$$

The results were calculated in every 6 month trading period and are withheld due to space constraints and can be obtained by contacting the author. We bootstrap each period 2500 for each of the pairs selection methodology and for each portfolio size, and found that both strategies obtain statistically significant positive performance when compared to a naive trader for both countries. In other words, the pairs trading strategies based on the selection of pairs through cointegration and through the distance method have a superior performance when compared to the random selection of pairs of stocks to be traded. The average returns on the random pairs is slightly negative for all databases, possibly due to the inclusion of transaction costs, and the standard deviations are large compared to the pairs trading portfolio's standard deviations. Beating a naive trader with random opening and closing pairs signals is not particularly difficult, but it does indicate that the use of information to choose pairs and decide when to trade does have a positive return, contrary to what a weakly efficient market would allow.

2.6.1 Hypothesis Testing for the Difference Between the Sharpe Ratios

Given that the objective of this paper is to compare the performance of two pairs selection methods, we must use a metric in order to assess if any of the strategies has a superior performance. In order to test the statistical significance of the difference between the Sharpe ratios of both strategies we use the methodology proposed in Ledoit and Wolf (2008) and obtain the p-values of the stationary bootstrap of Politis and Romano (1994) with $B = 1000$ bootstrap resamples and block length $b=5$.

The whole sample result for the difference between Sharpe ratios through the methodology proposed by ? indicates that for Brazil, the cointegration method is superior during the whole sample period to the distance method. However, for the sub-periods the results are not as robust, with most sub-periods results, available upon request, indicating that the cointegration method does not deliver a statistically significant higher Sharpe Ratio which hints at the fact that some subperiods might be driving the full sample results, or that the performance is slightly superior in each period, but not statistically higher due to sample limitations, since the size of most subperiods sample is 120 compared to the whole period that comprises 4087 observations. For Europe the results also indicate that for the whole sample period the cointegration strategy is superior when using a portfolio consisting of 10 and 20 pairs. However for the 5 pairs portfolio the p-value of the statistic calculated is 0.107, and the cointegration strategy cannot be considered superior. Also, for the 6 month sub-periods the cointegration strategy in most subsample periods is not superior, with the results most likely being driving by some sub-periods. These findings hint that the cointegration strategy may be superior to the distance method in some periods, while the distance method may be superior in other sub-periods, but on average the cointegration method delivers a higher Sharpe

Ratio. For the USA the results are the other way around. The distance method Sharpe Ratio is statistically superior than on the cointegration method, for all 3 portfolio sizes. However, again as in Brazil and for Europe, the results in the sub-periods are mixed, with the distance method not being superior in most 6 month subperiods due to high volatility and small period (tables available upon request). Since all returns are relatively small in each subperiod, the sample is small (120 observations) and the test is a very strict one, it is expected for there to not exist a statistical superiority in a given subsample. Nonetheless, some strategies are, when using the full sample, considered statistically superior by Ledoit and Wolf (2008).

2.7 Conclusion

In this paper we compared two methodologies for the strategy called pairs trading. The distance method presented in Gatev et al. (2006) and the cointegration method used by Caldeira and Moura (2013), for the american stock market between 1962 and 2012, for the Brazilian stock market between 1996 and 2012 and for the european market between 1973 and 2012. We create portfolios comprising 5, 10 and 20 pairs for each method, and bootstrap the results in order to compare their performance. The pairs were ranked by their in sample sharpe in the cointegration method and by the smallest to the highest SSD for the distance method in order to form the portfolios. The signal to open the position out of sample was given whenever the distance between the stocks on a given pair crossed the 2 standard deviation threshold. Both methodologies had a good performance when compared to a naive trader that randomly selection pairs to trade on a given period. For Brazil, when compared to each other, the cointegration method had a clear, statistically significant higher average annualized return, with a superior Sharpe Ratio. Both strategies can be considered market neutral, with a close to zero spearman correlation with the market.

For Europe, while the results were not so clear cut, they also pointed towards the cointegration method being superior, delivering an average of 15% of excess returns for the committed capitals against 7% for the distance method. The Sharpe Ratio was also considered superior for the whole sample period, although in some subsamples both strategies were very similar. Both strategies had an excess returns superior than a naive trader. For the United States, the results were very different, indicating that the distance method is superior, delivering up to 13.% of average annual excess return, more than the 3% of the cointegration method. Considering that this strategy is self-financed, since the cash obtained by shortening a stock is used to buy the long stock in the pair, these results are encouraging and indicate a clear path for more research regarding the drivers of such difference in performance, the optimality of the trading thresholds and the stability of the cointegration parameters.

2.8 References

- ALEXANDER, C. Optimal hedging using cointegration. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences**, v. 357, p. 2039-2058, 1999.
- ALEXANDER, C.; DIMITRIU, A. The cointegration alpha: Enhanced index tracking and long-short equity market neutral strategies. **SSRN eLibrary**, 2002.
- ALEXANDER, C.; DIMITRIU, A. Indexing and statistical arbitrage. **Journal of Portfolio Management**, v. 31, p. 50-63, 2005.
- ANDRADE, C.S.; DI PIETRO, V.; SEASHOLES, M.S. Understanding the profitability of pairs trading. **Technical report, UC Berkeley Haas School**, 2005.
- AVELLANEDA, M.; LEE, J.H., Statistical arbitrage in the US equities market. **Quantitative Finance**, v. 10, p. 761-782, 2010.
- BESSLER, D.A.; YANG, J. The structure of interdependence in international stock markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, p. 261-287, 2003.
- BOWEN, D.; HUTCHINSON, M.; O'SULLIVAN, N. High frequency equity pairs trading: transaction costs, speed of execution and patterns in returns. **Journal of Trading**, n. 5, p. 31-38, 2010.
- BOSSAERTS, P. Common Nonstationary Components of Asset Prices. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 347-364, 1988.
- BOSSAERTS, P.; GREEN, R. A General Equilibrium Model of Changing Risk Premia: Theory and Evidence. **Review of Financial Studies**, v. 2, p. 467-493, 1989.
- BROUSSARD, J.P.; VAIHEKOSKI, M. Profitability of pairs trading strategy in an illiquid market with multiple share classes. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 22, p. 1188-1201, 2012.
- CALDEIRA, J.F.; MOURA, G.V. Selection of a portfolio of pairs based on cointegration: A statistical arbitrage strategy. **Brazilian Review of Finance**, v. 11, p. 49-80, 2013.
- DO, B.; FAFF, R.; Are pairs trading profits robust to trading costs? **Journal of Financial Research**, v. 35, p. 261-287, 2012.
- DO, B.; FAFF, R.; HAMZA, K. A new approach to modeling and estimation for pairs trading. **In Proceedings of the Proceedings of 2006 Financial Management Association European Conference**, 2006.

DO, B.; FAFF, R.W. Does simple pairs trading still work? **Financial Analysts Journal**, v. 66, p. 83-95, 2010.

DUNIS, C.L. et al. Statistical arbitrage and high-frequency data with an application to Eurostoxx 50 equities. **Liverpool Business School, Working paper**, 2010.

ELLIOTT, R.J.; VAN DER HOEK, J.; MALCOLM, W.P. Pairs trading. **Quantitative Finance**, n. 5, p. 271-276, 2005.

ENGELBERG, J.; GAO, P.; JAGANNATHAN, R. An anatomy of pairs trading: the role of idiosyncratic news, common information and liquidity. **In Proceedings of the Third Singapore International Conference on Finance**, 2009.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. **Long-run economic relationships: Readings in cointegration**, Oxford University Press, 1991.

GALENKO, A.; POPOVA, E.; POPOVA, I. Trading in the presence of cointegration. **The Journal of Alternative Investments**, n. 15, p. 85-97, 2012.

GATAREK, L.; HOOGERHEIDE, L.; VAN DIJK, H.K. Return and risk of pairs trading using a simulation-based bayesian procedure for predicting stable ratios of stock prices. **Tinbergen Institute Discussion Papers 14-039/III**, Tinbergen Institute, 2014.

GATEV, E.; GOETZMANN, W.N.; ROWENHORST, K.G. Pairs trading: Performance of a relative value arbitrage rule. **Review of Financial Studies**, v. 19, p. 797-827, 2006.

GUIDOLIN, M. et al. Non-linear predictability in stock and bond returns: When and where is it exploitable? **International Journal of Forecasting**, v. 25, p. 373-399, 2009.

HENDERSHOTT, T.; JONES, C.M.; MENKVELD, A.J. Does algorithmic trading improve liquidity? **Journal of Finance**, v. 66, p. 1-33, 2011.

HUCK, N. Pairs trading and outranking: The multi-step-ahead forecasting case. **European Journal of Operational Research**, v. 207, p. 1702-1716, 2010.

JACOBS, B.I.; LEVY, K.N.; STARER, D. Long-short portfolio management: An integrated approach. **The Journal of Portfolio Management**, v. 25, p. 23-32, 1999.

JAGANNATHAN, R; VISWANATHAN, S. Linear Factor Pricing, Term Structure of Interest Rates and the Small Firm Anomaly, **Working Paper 57**, Northwestern University, 1988

- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, n. 12, p. 231-254, 1988.
- LEDOIT, O.; WOLF, M. Robust performance hypothesis testing with the Sharpe ratio. **Journal of Empirical Finance**, n. 15, p. 850-859, 2008.
- LO, A.W.; MACKINLAY, A.C. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, n. 1, p. 41-66, 1988.
- LO, A.W.; MACKINLAY, A.C. Maximizing predictability in the stock and bond markets. **Macroeconomic Dynamics**, n. 1, p. 102-134, 1997.
- LUCAS, A. Strategic and tactical asset allocation and the effect of long-run equilibrium relations. **Serie Research Memoranda 0042**, VU University Amsterdam, 1997.
- NATH, P. High frequency pairs trading with us treasury securities: Risks and rewards for hedge funds. **Working Paper Series**, London Business School, 2006.
- NUTI, G. et al. Algorithmic Trading. **Computer**, v. 44, p. 61-69, 2011.
- PERLIN, M.S. Evaluation of pairs-trading strategy at the Brazilian financial market. **Journal of Derivatives & Hedge Funds**, v. 15, p. 122-136, 2009.
- POLITIS, D.N.; ROMANO, J.P. The stationary bootstrap. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, p. 1303-1313, 1994.
- VIDYAMURTHY, G. **Pairs Trading: quantitative methods and analysis**, 1^a ed., New York: Wiley, 2004.
- YANG, J.; KOLARI, J.W.; SUTANTO, P.W. On the stability of long-run relationships between emerging and US stock markets. **Journal of Multinational Financial Management**, n. 14, p. 233-248, 2004.
- YUKSEL, A.; YUKSEL, S.; MUSLUMOV, A. Pairs trading with turkish stocks. **Middle Eastern Finance and Economics**, n. 7, p. 38-54, 2010.

3 A INDEPENDÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA E AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL: IMPACTOS DE LONGO PRAZO

Resumo: Neste trabalho analisamos duas questões: (i) a capacidade do Brasil em adotar uma política monetária independente das influências dos juros americanos e (ii) os impactos da política monetária brasileira e dos juros americanos nas expectativas de inflação. Os resultados indicam que, para o período entre 1999 e 2007, existe uma reduzida independência da política monetária brasileira, e que o contágio do Fed Funds rate sobre a taxa Selic ocorre de modo completo. Para o período entre 2002 e 2007, também encontramos que os juros americanos são mais relevantes para a determinação das expectativas de inflação do que a taxa Selic, sendo auxiliado pelo câmbio para controlar as expectativas de inflação. Por outro lado, no período entre 2010 e início de 2015, com a ausência de mudanças no Fed Funds, a Selic se tornou mais independente e reativa, tanto às expectativas de inflação quanto ao hiato do produto.

Palavras-chave: Metas de Inflação. Política Monetária Independente. Expectativa de Inflação. Brasil. Cointegração.

Classificação JEL: C22, E52, E58, O54.

Abstract: In this paper we examined two issues: (i) Brazil's ability to adopt a monetary policy independent from the contagion of the american interest rates and (ii) the impact of the brazilian monetary policy and of the american interest rate in the inflation expectations. The results indicate that for the period between 1999 and 2007, there is a reduced independence of the brazilian monetary policy, and that the spillover of the Fed Funds rate over the Selic rate is comprehensive. For the period between 2002 and 2007, we also found that US interest rates are more relevant to the determination of inflation expectations than the Selic rate, being helped by the exchange rate to control inflation expectations. On the other hand, for the period between 2010 and early 2015, with no occurrence of changes in the Fed Funds, the Selic became more independent and responsive to inflation expectations as well as to the output gap.

Palavras-chave: Inflation Targeting. Monetary Policy Independence. Inflation Expectation. Brazil. Cointegration.

JEL classification: C22, E52, E58, O54.

3.1 Introdução

Uma política monetária independente significa que o Banco Central é capaz de adotar uma política monetária ativa buscando alcançar objetivos domésticos em um ambiente de câmbio flutuante. De acordo com os modelos macroeconômicos na tradição de Mundell-Fleming, em uma pequena economia aberta, uma das vantagens da taxa de câmbio flutuante é a possibilidade do país manter o controle sobre a sua própria política monetária (FRENKEL; RAZIN, 1987). Em outras palavras, o "trilema" da política econômica, que impede um país de possuir uma política monetária ativa, com livre mobilidade de capitais e câmbio fixo, não ocorre em um regime de câmbio flexível⁸. No entanto, existem evidências empíricas de que a política monetária independente só seria possível com controle de capitais, ou indiretamente através de medidas macroprudenciais (REY, 2013). Além disso, Edwards (2015) mede o grau de independência da política monetária para alguns países da América Latina e encontra um elevado contágio, com uma importação das políticas do Federal Reserve. Também existe a possibilidade na qual o mercado financeiro brasileiro reaja à mudanças nos juros externos, bem como o Banco Central brasileiro considere a taxa de juros americana em sua função de reação, e também é influenciado por esta, ocorrendo assim um contágio de política monetária. Medir os efeitos da Fed Funds Rate na taxa de juros brasileira é crucial para investigarmos se um país emergente como o Brasil é capaz de manter a sua política monetária mesmo durante um ciclo de aperto monetário americano. Esta questão é de particular importância no período pós-crise, pois a última modificação no Fed Funds rate havia ocorrido em dezembro de 2008, quando o Federal Reserve Bank reduziu este de entre 0,25% e 0,5% para entre 0% e 0,25%, sendo 2006 o ano no qual houve a última elevação. Então após 9 anos, em dezembro de 2015, o Federal Reserve elevou novamente a banda para entre 0,25% e 0,5% ainda existindo a expectativa de uma nova elevação na taxa de juros americana.

Outra questão relevante é a importância do controle da inflação em países emergentes e os seus instrumentos, em meio a uma economia globalizada. Os resultados do regime de metas de inflação dependem, principalmente, da capacidade da autoridade monetária em ancorar as expectativas de inflação próximas à meta previamente estabelecida (CORBO et al, 2002; CELASUN et al, 2004; CERISOLA; GELOS, 2005). Indo mais além, alguns autores argumentam que as metas de inflação, na verdade, focam nas expectativas de inflação (SVENSSON, 1999; WOODFORD, 2007; MELLO; MOCCERO, 2009), sendo a sua inclusão capaz de resolver, pelo menos parcialmente, os resultados empíricos encontrados nos quais o nível de preço reage positivamente à uma elevação nos juros (CASTELNUOVO; SURICO, 2010). A existência de um contágio da taxa de juros internacional sobre os juros domésticos pode prejudicar a utilização deste instrumento no controle da inflação e no ancoramento das expectativas. Assim este trabalho se propõe a dois objetivos: (i) mensurar o contágio que os juros americanos possuem sobre a taxa de juro brasileira e (ii) mensurar a capacidade da Selic em guiar as expectativas de inflação em um cenário pré crise de 2008, no qual ocorreram grandes variações nos juros americanos, e no período pós-crise de 2008,

⁸ Existe um debate na literatura, de que o trilema da política monetária seria, na verdade, um dilema (Gray (2013)); Rey (2013); Aizemann (2015)).

no qual os juros americanos permaneceram em patamares reduzidos.

Os resultados sugerem que existe uma relação de longo prazo entre a taxa de juros americana e a brasileira para o período pré crise, e que as variações no Fed Funds rate são importadas entre 73% e 123% pelos juros domésticos brasileiros. Os resultados estão em linha com os obtidos por Edwards (2015) para outros países latino americanos, e o coeficiente de impacto de longo prazo indica o Brasil possui reduzido grau de independência na política monetária doméstica. Também encontramos uma relação de longo prazo entre a Selic, a expectativa de inflação e a meta de inflação, sugerindo que a política monetária é forward-looking e conseguiu ancorar as expectativas de inflação, pelo menos no período pré crise de 2008. Na segunda parte, quando combinamos a taxa de juros brasileira, americana e a expectativa de inflação, o impacto da Selic na expectativa de inflação durante o pré crise foi, ao contrário do esperado, positivo. O impacto do Fed Funds na expectativa de inflação brasileira foi negativa, substituindo a taxa Selic. Isto sugere um elevado contágio de política monetária, com a elevação do Fed Funds sinalizando um aperto monetário internacional transmitido diretamente à expectativa de inflação brasileira. Já no pós crise, com o Fed Funds em valores baixos e estáveis, a expectativa de inflação surgiu como a principal variável que determina a taxa Selic, e o hiato do produto se tornou mais relevante no pós crise, sugerindo que os objetivos do Banco Central se modificaram para incluir o desempenho econômico.

O Brasil possui três características que o configuram como objeto de estudo: O período de metas de inflação se iniciou a partir de janeiro de 1999, após a desvalorização do real, com o arcabouço institucional sendo completado em Julho de 1999 e permanecendo as suas bases até o final da amostra⁹; O Brasil possui um alto grau de mobilidade de capitais durante o período; e o Banco Central brasileiro é formalmente independente. Assim, a política monetária brasileira durante o período possui todas as características de um sistema de metas de inflação¹⁰, como, por exemplo, um anúncio público de metas anuais de inflação, um anúncio se comprometendo a alcançar a meta, uma taxa de câmbio flutuante, somente a taxa de inflação como meta explícita da política monetária, uma autoridade monetária independente e um sistema de comunicação previamente agendado e anunciado, com comunicados recorrentes. O Brasil publica relatórios de inflação a cada reunião do Comitê de Política Monetária (Copom), bem como a minuta das reuniões. Caso a meta de inflação anual não seja cumprida, o Banco Central é obrigado a escrever uma carta aberta, bem como há a obrigação anual de se reportar ao congresso nacional. De modo geral, o Brasil havia consolidado a estabilidade macroeconômica até 2007 e possuía um ambiente doméstico favorável para fazer as reformas no sistema financeiro a fim de reduzir as suas ineficiências (MELLO, MOCCERO, 2009). Após a crise de 2008, no entanto, houve uma mudança na condução da política monetária e fiscal, fortalecida a partir de 2011. Estas se tornaram muito expansionistas, com a redução da taxa de juros Selic, bem como houve uma expansão no crédito via BNDES. Logo, é importante mensurarmos a responsividade das expectativas de inflação em um regime de expansão fiscal e monetária, como o ocorrido a partir de 2009.

9 Ver Schmidt-Hebbel (2002) para mais detalhes.

10 Ver Fracasso et al (2003).

Assim, este trabalho possui duas etapas. Na primeira etapa utilizamos um modelo via ARDL¹¹ e teste de cointegração via modelos VAR/VEC para modelar a reação dos juros brasileiros às mudanças na taxa de juros americana no curto e no longo prazo, para o período pré crise de 2008. Permitimos que as duas variáveis sejam tratadas como endógenas, a fim de considerarmos os impactos dos juros americanos na taxa de juros brasileira e vice-versa. Também utilizamos o arcabouço de VAR/VEC a fim de testar a relação de curto e longo prazo entre a Selic, a expectativa de inflação e a meta de inflação no período pré crise. Na segunda etapa, combinamos a Selic, com o Fed Funds e a expectativa de inflação a fim de testarmos a existência de uma relação de longo prazo via um modelo ARDL, para o período pré e pós crise.

Além desta seção, a próxima apresenta o modelo base de metas de inflação. Na seção seguinte apresentamos os dados e faz-se os testes de raiz unitária e causalidade de Granger. A seção 4 apresenta os resultados da relação entre as taxas de juros americana e brasileira. Na seção 5, a relação entre as expectativas de inflação e a taxa Selic é modelada no pré crise. Na seção 6 e 7 são estimados os modelos ARDL para o período pré e pós crise com as três variáveis de interesse. Por último fazemos uma conclusão sobre os resultados.

3.1.1 Revisão Bibliográfica

De acordo com os modelos macroeconômicos das décadas de 80 e 90 (OUDIZ; SACHS, 1984; TAYLOR, 1985), os ganhos de coordenação da política monetária são quantitativamente pequenos quando comparados à uma política monetária que foca no correto acompanhamento da economia doméstica (TAYLOR, 2013). Durante este período, à medida que países migravam em direção às políticas econômicas baseadas em regras monetárias, a performance macroeconômica melhorou consideravelmente, principalmente para os emergentes (CORBO et al, 2012). Este período ficou conhecido como a Grande Moderação¹² (KING, 2003), quando o sistema monetário internacional estava operando próximo a um equilíbrio internacional cooperativo entre as economias desenvolvidas¹³. No entanto, a partir dos anos 2000, este cenário internacional se modificou, com os Estados Unidos experimentando uma grave crise financeira com repercussões internacionais e uma grande recessão com recuperação lenta. Segundo Kahn (2010) e Taylor (2013), a principal causa é o desvio com relação às regras de política monetária adotadas nas décadas de 80 e 90. Algumas pesquisas empíricas mostram que este desvio se iniciou há mais de 10 anos, entre 2003 e 2005, quando as taxas de juros americanas foram mantidas artificialmente baixas (TAYLOR, 2007), ocorrendo um spillover global, com diversos bancos centrais se desviando da regra de política monetária ótima, culminando no Grande Desvio Global¹⁴ (HOFMAN; BOGDANOVA, 2012). Sabe-se que a oscilação econômica em países desenvolvidos e especialmente nos Estados Unidos é importante para a definição da política monetária no resto do mundo (FRANKEL et

11 O mesmo procedimento adotado por Edwards (2015).

12 The Great Moderation.

13 NICE: Near an Internationally Cooperative Equilibrium (KING, 2003).

14 Great Global Deviation.

al, 2004; NEUMEYER; PERRY, 2005; MACKOWIAK, 2007; SOUSA; ZANGHINI, 2008; AIZENMANN et al, 2015). Existem evidências de que países emergentes recebem consideráveis spillovers da política monetária americana em áreas como a inflação (CA'ZORZI et al, 2007), taxa de câmbio (DEVEREUX, 2006; EDWARDS, 2006), no PIB (CANOVA, 2005), na curva de juros (CONNOLLY; KOHLER, 2004; EDWARDS, 2010) e também no mercado acionário (EHRMANN et al, 2005). Além disso, os países emergentes são impactados por outras questões domésticas americanas como os anúncios do Fed (AIZENMANN et al, 2014; EICHEGREEN; GUPTA, 2014; NECHIO, 2014), programas de política monetária não-convencionais, como, por exemplo o Quantitative Easing (CHINN, 2013) e a própria crise do subprime (DOOLEY; HUTCHISON, 2009). Consequentemente, os países emergentes buscam, desde a década de 90, suavizar os impactos externos nas suas principais variáveis macroeconômicas (CALVO; REINHART, 2000; MOHANTY; KLAU, 2005; DEVEREUX, 2006). Por outro lado, apesar de a economia americana não ser imune às variáveis macroeconômicas internacionais, esta é muito mais resiliente (Boivin e Giannoni (2014)), tornando a economia global relevante somente de modo secundário para a definição da política monetária doméstica americana.

Estes impactos são particularmente relevantes em um momento no qual diversos países seguem recomendações de política monetária a partir de modelos macroeconômicos (TAYLOR, 1985; CLARIDA et al, 1999; MONACELLI, 2003), e um número elevado de países adotam as metas de inflação como arcabouço institucional de política monetária, com o objetivo final de manter a inflação estável e reduzida. Alguns trabalhos avaliam as metas de inflação em países desenvolvidos (KUTTNER; POSEN, 1999; KUMAR et al, 2015), em países emergentes¹⁵ (HO; MCCAULEY, 2012; BALL; SHERIDAN, 2004; RAMOS-FRANCIA; TORRES, 2005; PINTO; VIEIRA, 2008; CAPISTRAN; RAMO-FRANCIA, 2010) e também em economias dolarizadas (LEIDERMAN et al, 2006). Outros artigos avaliam o impacto da comunicação do Banco Central nos mercados (FRACASSO et al, 2003), o efeito sinalizador da política monetária (MELOSI, 2013), a importância da taxa de câmbio (PARRADO, 2003) e a importância da adoção de regras e baixa discricionariedade na condução da política monetária (MISHKIN; SAVASTANO, 2001). Alguns autores que criticam o regime de metas de inflação pedem pela sua adoção de maneira menos discricionária, simultaneamente à adoção de políticas fiscais sustentáveis no longo prazo (MONACELLI, 2003; MISHKIN, 2007; ISSING, 2013). Para o Brasil, Minella et al (2003) avaliam a importância do regime de metas de inflação para a estabilidade macroeconômica, Moreira (2013) modela as relações causais entre as principais variáveis macroeconômicas e outros trabalhos avaliam a credibilidade do regime e a política monetária e fiscal ótima (MENDONÇA, 2004; MENDONÇA, 2007; MENDONÇA et al, 2010). No entanto, não existem artigos que avaliam a capacidade do país em conduzir uma política monetária ativa e nem os impactos das flutuações dos juros americanos no regime de metas de inflação brasileira.

15 Ver Langhammer e Souza (2005) para relatos da adoção por diversos países emergentes do regime de metas de inflação.

3.2 A Política Monetária, a sua Independência e os seus Impactos

Nesta seção apresentamos as principais equações do modelo teórico de Svensson (2000) que modela uma pequena economia aberta¹⁶ com expectativas de inflação forward-looking e obtém uma função perda para o Banco Central. Este modelo considera explicitamente o controle imperfeito e a defasagem do impacto da política monetária na inflação. Além disso, também é considerado o canal de transmissão da política monetária via taxa de câmbio e as expectativas forward-looking são cruciais para a determinação desta. O modelo abaixo foi proposto por Svensson (2000)¹⁷ e possui uma equação de oferta agregada (Curva de Phillips) da forma

$$\pi_{t+2} = \beta\pi_{t+1} + (1 - \beta\pi)\pi_{t+3|t} + \beta_y [y_{t+2|t} + \alpha_y(y_{t+1} - y_{t+1|t})] + \beta_q c_{t+2|t} + \varepsilon_{t+2} \quad (3.1)$$

Para toda a variável x , $x_{t+z|t}$ denota $E_t x_{t+z}$, isto é, a expectativa racional de x_{t+z} no período $t+z$, condicionada à informação disponível no período t . A variável π_t denota os desvios da inflação doméstica com relação à meta no período t . A inflação média coincide com a meta de inflação, devido à meta do hiato do produto ser igual ao produto natural. y_t é o hiato do produto, definido como

$$y_t \equiv y_t^d - y_t^n \quad (3.2)$$

Onde y_t^d é a demanda agregada e y_t^n é o nível natural do produto. A variável r_t é a taxa de câmbio real, definida como

$$r_t \equiv c_t + p_t^* - p_t \quad (3.3)$$

Onde p_t é o nível de preços doméstico, p_t^* é o nível de preços internacional e c_t é a taxa de câmbio nominal.

A inflação depende da inflação passada, das expectativas do hiato do produto e da inflação futura. No entanto, o modelo pressupõe que a inflação doméstica é predeterminada dois períodos a frente a fim de existir uma defasagem de dois períodos no efeito da política monetária na inflação doméstica e um período mais longo ainda para o hiato do produto. O termo $r_{t+2|t}$ representa o efeito dos custos esperados dos insumos intermediários importados. O índice de inflação de preços domésticos¹⁸, π_t^d , satisfaz

$$\pi_t^d = (1 - \alpha)\pi_t + \alpha\pi_t^e = \pi_t + \alpha(r_t - r_{t-1}) \quad (3.4)$$

Onde π_t^e denota a inflação em moeda doméstica dos bens importados, e α é a parcela de

16 Pequena e aberta no mercado internacional de ativos e produtos exportados, não necessariamente pequena em termos de produto.

17 Para desdobramentos e implicações ver também Svensson (2002).

18 CPI Inflation.

bens importados no CPI. A demanda agregada por bens produzidos domesticamente é dada pela equação de demanda agregada como

$$y_{t+1} = \alpha_y y_t - \alpha_\delta \delta_{t+1|t} + \alpha_y^* y_{t+1|t}^* + \alpha_r j_{t+1|t} - (\gamma_y^n - \alpha_y) y_t^n + \eta_{t+1}^d - \eta_{t+1}^n \quad (3.5)$$

Esta é predeterminada um período a frente. Ela depende das expectativas passadas, das futuras taxas de juros reais acumuladas, do produto internacional e da taxa de câmbio real. y_t^* é o produto internacional e δ_t é definida como

$$\delta_t \equiv \sum_{\tau=0}^{\infty} j_{t+\tau|t} \quad (3.6)$$

Esta variável, δ_t , é a soma da taxa de juros corrente e esperada, que sempre converge para o equilíbrio de longo prazo, com j_t , a taxa de juros real doméstica, satisfazendo

$$j_t \equiv i_t - \pi_{t+1|t} \quad (3.7)$$

Onde i_t é a taxa de juros nominal, medida como desvios da soma da meta de inflação e da taxa de juros real natural¹⁹ e o instrumento que o Banco Central possui. A taxa de câmbio satisfaz a condição de paridade da taxa de juros

$$i_t - i_t^* = c_{t+1|t} - c_t + \lambda_t \quad (3.8)$$

Onde i_t^* são os juros internacionais nominais e λ_t é o prêmio de risco da moeda estrangeira. Reescrevendo 3.8 como a paridade da taxa de juros real

$$r_{t+1|t} = r_t + i_t - \pi_{t+1|t} - i_t^* + \pi_{t+1|t}^* - \lambda_t \quad (3.9)$$

Por último, inclui-se as equações para as variáveis exógenas como a inflação internacional, o produto internacional, e o prêmio de risco da moeda estrangeira, que seguem um processo AR(1) univariado estacionário

$$\pi_{t+1}^* = \beta_\pi^* \pi_t^* + \varepsilon_{t+1}^* \quad (3.10)$$

$$y_{t+1}^* = \beta_y^* y_t^* + \eta_{t+1}^* \quad (3.11)$$

$$\lambda_{t+1} = \beta_\lambda \lambda_t + \xi_{\lambda,t+1} \quad (3.12)$$

Onde os coeficientes são não negativos e menores que 1, e os choques são i.i.d com média zero. O modelo assume também que a política monetária externa segue uma regra de Taylor, sendo

¹⁹ Natural Real Interest Rate.

uma função linear da inflação e do produto externos

$$i_t^* = e_\pi^* \pi_t^* + e_y^* y_t^* + \xi_{it}^* \quad (3.13)$$

Com coeficientes constantes e positivos e ξ_{it}^* é um choque i.i.d com média zero. Estas especificações das variáveis exógenas foram simplificadas. É factível que as variáveis exógenas possuam uma correlação cruzada, bem como possam ser adicionadas outras variáveis para representar o resto do mundo. Em resumo, o modelo consiste da equação de oferta agregada, 3.1, da equação de inflação doméstica, 3.4, da equação de demanda agregada, 3.5, das definições da soma dos juros reais correntes e futuros e da taxa de juros real, 3.6 e 3.7, da paridade da taxa de juros real, 3.9 e das equações das variáveis exógenas. Neste modelo, a política monetária afeta o índice de inflação sem lag, somente através da taxa de câmbio. Há um lag de 1 período no impacto na demanda agregada, e um lag de dois períodos na inflação doméstica.

A função perda do Banco Central é a expectativa não-condicional $E[L_t]$ de

$$L_t = \alpha_\pi^d \pi_t^{d2} + \alpha_\pi \pi_t^2 + \alpha y_t^2 + \alpha_i i_t^2 + \alpha_i (i_t - i_{t-1})^2 \quad (3.14)$$

Com todos os pesos não-negativos. Logo, a função perda é dada por

$$E[L_t] = \alpha_\pi^d \text{Var}[\pi_t^d] + \alpha_\pi \text{Var}[\pi_t] + \alpha \text{Var}[y_t^2] + \alpha_i \text{Var}[i_t] + \alpha_i \text{Var}[i_t - i_{t-1}] \quad (3.15)$$

A função perda é a soma ponderada das variâncias não-condicionais correspondentes. Os dois primeiros termos correspondem à meta do índice de inflação ao consumidor, e à inflação doméstica, respectivamente. O terceiro termo corresponde à estabilização do hiato do produto, o quarto termo é a estabilização da taxa de juros nominal e o quinto é a suavização da taxa de juros nominais. O sistema de metas de inflação estrito é equivalente a existir um α_π^d positivo, e todos os outros coeficientes iguais à zero. Um sistema de metas de inflação flexível permite outros pesos positivos, dando importância à outros objetivos que não o índice de inflação. Um sistema de metas de inflação que foca na inflação doméstica, e não no índice de inflação, possui um α_π positivo e não o termo α_π^d . Assim, a decisão do problema para o Banco Central é o de escolher o instrumento i_t , que minimiza a função perda 3.15, condicional à informação disponível até o período t .

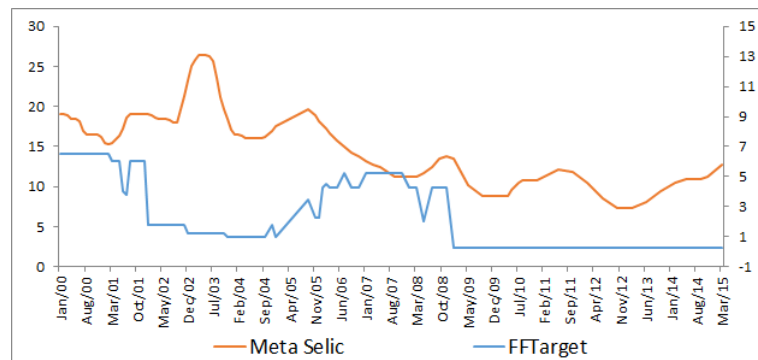
3.3 Base de Dados

O período analisado se inicia em julho de 1999 até janeiro de 2015, em periodicidade semanal e mensal. Este foi dividido em dois: um período pré-crise de 2008, até dezembro de 2007, antes da crise do banco Lehman Brothers e do início das ações de política monetária tomadas pelo Federal Reserve, incluindo o quantitative easing e a redução das taxas de juros; e um período pós crise, que se inicia em janeiro de 2010 e se estende até janeiro de 2015, com taxas de juros americanas muito próximas de zero. Não incluímos tanto 2008 quanto 2009 devido ao hiato do produto, cuja produção estava mais de 3 desvios-padrão acima do produto potencial durante a

maior parte de 2008 e mais de 3 desvios-padrão abaixo durante a maior parte de 2009, o que pode afetar as estimativas.

Para a taxa de juros brasileira, utilizamos a meta da taxa Selic anualizada nas especificações mensais, e o CDI anualizado nas especificações semanais, devido à maior periodicidade, e à sua capacidade de refletir mudanças na política monetária que ainda não foram incorporadas à Selic, devido à distância de 45 dias entre as reuniões do Copom. A taxa de juros americana utilizada é a Effective Fed Funds rate, também anualizada.

Figura 3.1: Taxa de Juros Brasileira e Americana entre Janeiro de 2000 e Abril de 2015 (%)



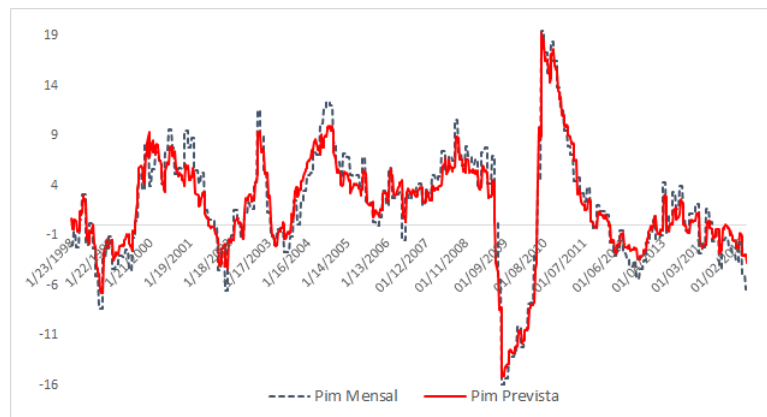
Fonte dos Dados Brutos: FRED (2015), Bacen (2015).

Conforme a figura 3.1, entre janeiro de 2000 e junho de 2008, o Federal Reserve Bank alterou 40 vezes a Fed Funds Rate, das quais 20 são variações positivas e 20 negativas. Desde então, esta não foi modificada até o fim da amostra em janeiro de 2015, somente a taxa de desconto foi elevada para 0,75% a.a., que não utilizamos neste trabalho. Como utilizamos principalmente a Effective Fed Funds rate, mesmo que após junho de 2008 não existam mudanças na taxa básica americana, há variações na Effective Fed Funds Rate que podem ser refletidas na taxa Selic.

3.3.1 Variáveis de Controle

De modo geral, com relação às variáveis de controle, utilizamos a depreciação do real com relação ao dólar, dada pela expectativa de depreciação nos próximos 12 meses e a variação cambial nos últimos 12 meses. O risco país é medido pela EMBI+ Brazil. Não existem proxies para medir a atividade econômica semanalmente. No entanto, existem evidências significativas que apontam a evolução dos preços da principal commodity exportada pelos países emergentes e do índice acionário como um indicador antecedente de atividade econômica como mencionado em Edwards (2015). Para países em desenvolvimento menores, cuja dependência de uma commodity exportada, como é o caso do Chile com as exportações de cobre, ou da Venezuela com as exportações de petróleo, a utilização dos preços das commodities possui maior embasamento empírico, não sendo facilmente justificável para o Brasil cuja dependência com relação à exportação de commodities é menor. Logo, com o intuito de obter uma proxy que meça de maneira aproximada a atividade econômica, neste trabalho foi utilizada a variação da PIM em 12 meses, cuja periodicidade inicial

Figura 3.2: Pim mensal e Pim semanal prevista dentro da amostra (variação %) entre Janeiro de 1998 e Abril de 2015



Fonte dos Dados Brutos: Bovespa (2015) e IBGE (2015).

é mensal. Para obter-se valores da PIM nas semanas que não existem dados, foi estimada uma regressão entre esta e a variação do Ibovespa em 12 meses em periodicidade mensal. A correlação entre ambas para o período é 0,55 e o R^2 da regressão é 0,82, após a inclusão de dummies para o fim de 2002, durante o período com elevada incerteza na mudança de governo, e para o período da crise de 2008.

Em seguida, foram utilizados os valores do Ibovespa semanal como base para as previsões semanais dentro da amostra para a PIM. O gráfico 3.2 apresenta a PIM com dados mensais e a previsão dentro da amostra utilizando-se o Ibovespa. Há uma elevada correlação entre ambas as séries e a PIM mensal é aproximada pela PIM prevista de maneira satisfatória, justificando a sua utilização como proxy semanal para a atividade econômica. Para medir a atividade econômica mundial utilizamos o preço do petróleo bruto e uma medida de pressão inflacionária nos EUA, que é dada pelo spread entre os títulos do tesouro americano e a TIPS²⁰ com maturidade em 10 anos. Com relação à proxy para a inflação brasileira semanal, utilizamos o acumulado em 12 meses do IPC-Fipe.

A fim de estimar a relação de cointegração entre a expectativa de inflação e a taxa de juros brasileira, a amostra foi escolhida a partir da disponibilidade das previsões de inflação, que se iniciam em dezembro de 2001. Logo, o período pré-crise selecionado vai desde dezembro de 2001 até dezembro de 2007. Nas especificações mensais, utilizamos as seguintes variáveis: além da taxa Selic, da meta da inflação e das expectativas de inflação em 12 meses, também utilizamos a variação da taxa de câmbio nominal nos últimos 12 meses, a inflação acumulada em 12 meses pelo IPCA e o hiato do produto. Este é calculado com os dados da PIM com ajuste sazonal, como a diferença em log entre a Pesquisa Industrial Mensal (PIM) efetiva e a estimada através do filtro HP²¹. A expectativa de inflação é dada pela mediana da expectativa de inflação para os próximos

20 TIPS: Treasury Inflation Indexed Security.

21 Ravn et al (2002) encontra que para dados mensais o valor ótimo do lambda é de 129.600.

Tabela 20: Periodicidade, Fonte e Expectativa de Influência na Taxa Selic das Variáveis de Controle Utilizadas nas Regressões ARDL e VAR/VEC

Variáveis de Controle	Periodicidade	Fonte	Expectativa de Impacto na Taxa Selic
Depreciação em 12 meses real/dólar	Semanal/Mensal	Ipeadata	Positivo
Expectativa de depreciação em 12 meses real/dólar	Semanal	Bacen	Positivo
Risco País EMBI+ Brasil	Semanal	Ipeadata	Positivo
IPC-Fipe Acumulado em 12 meses	Semanal	Fipe	Positivo
Varição em 12 meses da PIM/Ibovespa*	Semanal	IBGE/Bovespa	Positivo
Varição em 12 meses do preço da soja	Semanal/Mensal	Agrolink	Positivo
Varição em 12 meses do Preço do Petróleo	Semanal/Mensal	Fred	Positivo
Varição em 12 meses da taxa entre euro/dólar	Semanal/Mensal	Fred	Incerto
Spread entre os títulos do tesouro americano e o TIPS	Semanal/Mensal	Fred	Positivo
IPCA acumulado em 12 meses	Mensal	IBGE	Positivo
Meta de Inflação	Mensal	Bacen	Negativo
Hiato do Produto	Mensal	Bacen	Positivo
Expectativa de Inflação para 12 meses	Mensal	Bacen	Positivo
Superávit Primário	Mensal	Bacen	Negativo

*Variável estimada. Fonte: Agrolink (2015), Bacen (2015), Bovespa (2015), Fipe (2015), FRED (2015), IBGE (2015) e Ipeadata (2015).

12 meses, obtida junto ao Banco Central do Brasil. Como a meta de inflação é definida de modo anual, uma meta implícita foi calculada para cada mês, através da interpolação linear das metas que findam em dezembro de cada ano. Assim, unimos as metas de fim de ano através de uma linha, e depois utilizamos leads de 12 meses para calcular os desvios das expectativas. A tabela 20 elenca todas as variáveis de controle utilizadas nas estimativas, bem como o a direção do impacto esperado na taxa selic.

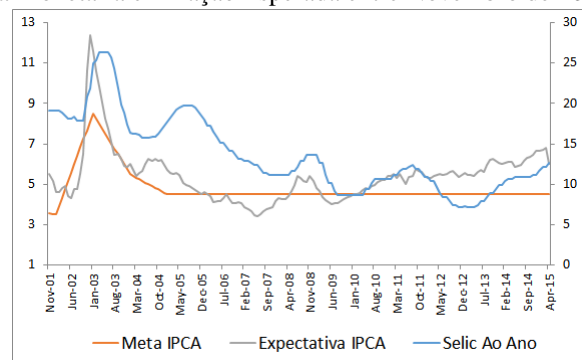
O desempenho do sistema de metas de inflação é dado na tabela 21, onde o Brasil não manteve a inflação dentro das bandas da meta em 2001, 2002 e 2003. Em 2004 houve a necessidade de ajustar a meta e as bandas no início do ano a fim de possibilitar um esforço crível do Banco Central em manter a inflação dentro das bandas.

Tabela 21: Inflação para o Período 2001- 2008 e 2009-2015.

Inflação			Inflação		
(%)	Meta	No Ano	(%)	Meta	No Ano
1999	6-10	8,9	2009	2,5-6,5	4,3
2000	4-8	6,0	2010	2,5-6,5	5,9
2001	2-6	7,7	2011	2,5-6,5	6,5
2002	1,5-5,5	12,5	2012	2,5-6,5	5,8
2003	8,5 ¹	9,3	2013	2,5-6,5	5,9
2004	3-8 ²	7,6	2014	2,5-6,5	6,41
2005	2-7	5,7	2015*	2,5-6,5	9,25
2006	2,5-6,5	3,1			
2007	2,5-6,5	4,5			
2008	2,5-6,5	5,9			

* Expectativa do IPCA em 2015. Fonte: Relatório Focus, 31/07/2015. ¹ Refere-se à meta que foi reajustada em janeiro de 2003, após ter sido definida em 3,25% em 2001 com bandas de 2 p.p. e posteriormente elevado para 4% em 2002 com bandas de 2,5 p.p. ² A meta para 2004 foi inicialmente definida em 2002 como de 3,75% com bandas de 2,5 p.p.

Figura 3.3: Política Monetária e Inflação Esperada entre Novembro de 2001 e Abril de 2015 (%)



Fonte dos Dados Brutos: Bacen (2015)

Observando-se a figura 3.3, nota-se que a taxa de juros brasileira, a meta de inflação e as expectativas de inflação tendem a se mover de modo aproximado. Estes movimentos sugerem que a política monetária é bem sucedida em ancorar as expectativas de inflação. Além disso, é uma evidência inicial de que o Banco Central brasileiro reage à mudanças na expectativa de inflação e, por outro lado, que a expectativa de inflação reage à mudanças da taxa de juros e da meta de inflação.

3.3.2 Teste de Raiz Unitária e de Causalidade de Granger

O teste Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) foi utilizado para testar a presença de raiz unitária nos dados. Também selecionamos o número de lags ótimo através do critério de informação de Schwartz²², iniciando em 16 lags, e testando para a normalidade dos resíduos. Esta foi testada

²² Doravante BIC.

utilizando-se o teste de Kolmogorov-Smirnov. Quando resíduos não normais foram encontrados para todos os lags, utilizamos o teste de Phillips-Perron pois ele é robustos à má-especificação da dinâmica dos resíduos. Também procedemos com um teste de causalidade de Granger entre as variáveis de interesse, selecionando o número de lags ótimo também pelo BIC.

Tabela 22: Testes de Raiz Unitária e Causalidade de Granger.

Semanal	Raiz Unitária ¹		Causalidade de Granger ²	
	CDI	Fed Funds Rate	CDI	Fed Funds Rate
Pré-crise	15,61	5,94	1,66	3,94**
Pós-crise	10,78	3,32*	1,96	5,90***
Total	26,54	15,17	0,35	1,71

¹ Estatística teste de ERS. ² Estatística teste do teste de causalidade de Granger.

** e *** denotam significância estatística à 5% e 1%, respectivamente

Devido à quebra estrutural que ocorre em 2008 nas séries utilizadas, consequência da crise, os testes são feitos para 3 tamanhos de amostra: Desde a adoção do regime de metas de inflação, em julho de 1999 até junho de 2008, a partir de janeiro de 2010, após a estabilização da taxa de juros americana, até janeiro de 2015, e para a amostra inteira. Os testes básicos disponíveis na tabela 22 indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula de que a taxa de juros brasileira medida pelo CDI ao ano e a americana sejam raiz unitária para o período pré-crise²³. Assim, isto sugere que devemos utilizar uma especificação de correção de erro, algo comum na literatura que modela a dinâmica da taxa de juros.²⁴ Os resultados dos testes de causalidade de Granger indicam que os Fed Funds causam, no sentido de Granger, o CDI, para as amostras do período pré e pós-crise. No entanto, o CDI não causa os Fed Funds em nenhuma especificação testada com lag ótimo selecionado. Já para a amostra toda não há causalidade de Granger em nenhum dos dois sentidos.

Tabela 23: Testes de Raiz Unitária.

Semanal ¹	Câmbio	EMBI	Euro/Dólar	Expectativa Câmbio	Ibovespa
Pré-crise	3,15	3,7	18,3	0,62***	10,2
Semanal ¹	Inflação	Petróleo	Soja	Treasury Notes	
Pré-crise	1,96***	3,7	1,55***	9,1	

¹ Estatística teste de ERS. *, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

As variáveis exógenas utilizadas foram testadas na periodicidade semanal para raiz unitária. As variáveis que foram encontradas como sendo I(1) foram testadas em primeira diferença, sendo estas consideradas I(0). Aquelas encontradas I(0) em nível, entraram nas estimações em nível, enquanto que as I(1) foram diferenciadas antes de serem incluídas na estimação.

23 Mas o Fed Funds Rate é estacionário ao nível de significância de 10% no período pós-crise.

24 Ver Frankel (2004) e Edwards (2015).

Tabela 24: Testes de Raiz Unitária.

Mensal¹	Câmbio	EMBI	Expectativa Câmbio	Ibovespa	Inflação	Meta
Pré-crise	6,93	2,43**	0,81***	11,2	2,04**	7,28
Pós-crise	14,09	4,36	0,99***	12,5	8,25	N/A ²
Total	5,91	1,84***	0,1***	26,22	1,93**	10,59
Mensal¹	Petróleo	Produto	Soja	Superávit Prim	Treasury Notes	
Pré-crise	5,4	4,29*	2,01**	45,2	8,64	
Pós-crise	11,3	3,94*	4,67*	31,6	16,08	
Total	6,15	3,37*	0,96***	29,2	27,7	

¹ Estatística teste de ERS. ² Não há mudança na meta de inflação entre 2009 até o fim da amostra.
*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 25: Testes de Causalidade de Granger

Semanal	Raiz Unitária¹		Causalidade de Granger²	
	Taxa Selic	Hiato Expectativa de Inflação	Taxa Selic	Hiato Expectativa de Inflação
Pré-crise	6,02	3,84	18,1***	8,06***
Pós-crise	9,53	7,13	5,61***	13,7***
Total	10	3,30	16***	9,57***

¹ Estatística teste do teste de causalidade de Granger.

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Na tabela 24 os testes de raiz unitária para as variáveis em periodicidade mensal são apresentados; Todas foram testadas em nível e em primeira diferença. Quando a variável era utilizada como exógena, esta foi incluída no menor grau de integração no qual era estacionária. Quando alguma variável foi utilizada dentro do vetor de cointegração, necessariamente deveria ser I(1) e esta entrou em nível. Estes resultados sugerem que é possível testar para a existência de uma função de reação do tipo regra de Taylor conjuntamente com uma equação de expectativa de inflação, através de um VEC.

Com relação à causalidade de Granger entre a taxa de juros Selic e o hiato da expectativa de inflação, foi encontrado causalidade de Granger nos dois sentidos, tanto para o período pré e pós crise, quanto para a amostra como um todo, disponíveis na tabela 25. sinalizando que existe um feedback entre as duas variáveis, dificultando a modelagem destas separadamente devido à endogeneidade que existe.

3.4 Pass-through da Fed Funds Rate para a Selic Brasileira

Começamos considerando a paridade a descoberto da taxa de juros em uma economia pequena e com investidores neutros ao risco²⁵. Também, assumindo que não existem controles de

25 Ver Obstfeld (2001) para uma survey sobre open economy models

capitais²⁶. Assim, a condição satisfeita em equilíbrio é:

$$i_t - i_t^* = E_t\{\Delta e_{t+1}\} \quad (3.16)$$

Onde i_t é a taxa de juros doméstica e i_t^* é a taxa de juros internacional para títulos de mesma maturidade e risco de crédito enquanto que $E_t\{\Delta e_{t+1}\}$ é taxa de depreciação esperada da moeda doméstica. Em um país com uma política crível de taxa de câmbio fixa, $E_t\{\Delta e_{t+1}\} = 0$ e $i_t = i_t^*$, o que significa que a taxa de juros doméstica é sempre igual à internacional. Neste caso, variações na taxa de juros internacional serão transmitidas diretamente para as taxas de juros doméstica. Logo, com uma taxa de câmbio fixa, a política monetária não será independente, e o banco central doméstico não possui autonomia para definir a taxa de juros doméstica. No entanto, com uma taxa de câmbio flexível, onde $E_t\{\Delta e_{t+1}\} \neq 0$, a taxa de juros doméstica pode desviar da taxa de juros internacional. Supondo um caso no qual a política monetária internacional seja contracionista, resultando em uma elevação da i_t^* . Com uma taxa de câmbio fixa, esta elevação seria transmitida instantaneamente para a taxa de juros doméstica, i_t . No entanto, com uma taxa de câmbio flutuante, é possível que a taxa de juros doméstica permaneça igual e o ajuste ocorra através da depreciação esperada da taxa de câmbio, $E_t\{\Delta e_{t+1}\} > 0$. Assim, em um regime de câmbio flexível, este irá absorver choques e será volátil, consequência do overshooting que ocorre, com uma depreciação da moeda doméstica no curto prazo superior àquela que ocorre no longo prazo. Neste caso, os bancos centrais tendem a participar do mercado de câmbio a fim de evitar a volatilidade considerada excessiva, e, provavelmente, irão considerar as ações dos outros bancos centrais quando da determinação de suas próprias políticas monetárias. Como em Edwards (2006; 2015), é provável que os bancos centrais incluam, na regra de política monetária, um termo com a taxa de juros dos outros bancos centrais. Ao modelarmos um mundo com dois países, esta situação pode ser captada através de duas equações de política monetária:

$$i_p = \alpha_1 + \alpha_2 i_p^* + \gamma x \quad (3.17)$$

$$i_p^* = \alpha_1^* + \alpha_2^* i_p + \gamma^* x^* \quad (3.18)$$

Onde i_p é a taxa de juros consequente da política monetária doméstica, i_p^* é a taxa de juros internacional, x e x^* são vetores que representam outros determinantes das taxas de juros. Substituindo as equações, chegamos à situação de equilíbrio, com a política monetária em cada país dependendo da taxa de juros do outro. Para o país doméstico, a taxa de juros de equilíbrio é dada por:

$$i_p = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \alpha_1^*}{1 - \alpha_2 \alpha_2^*} + \left(\frac{\gamma}{1 - \alpha_2 \alpha_2^*} \right) x + \left(\frac{\alpha_2 \gamma^*}{1 - \alpha_2 \alpha_2^*} \right) x^* \quad (3.19)$$

26 Edwards (2010; 2015) permitem relaxar a restrição de livre mobilidade de capital sem consequências maiores.

E para o país estrangeiro existe uma equação análoga dada por:

$$i_p^* = \frac{\alpha_1^* + \alpha_2^* \alpha_1}{1 - \alpha_2 \alpha_2^*} + \left(\frac{\gamma^*}{1 - \alpha_2 \alpha_2^*} \right) x^* + \left(\frac{\alpha_2^* \gamma}{1 - \alpha_2 \alpha_2^*} \right) x \quad (3.20)$$

Mudanças nas condicionantes da política monetária do país estrangeiro, como em α_1^* e x^* terão um impacto na política monetária doméstica. Por exemplo, uma elevação em x^* , decorrente de um aumento da inflação no país estrangeiro, resultará em uma elevação da taxa de juros de ambos os países. No caso brasileiro, a taxa de juros americana é exógena, e assim espera-se que o contágio ocorra da política monetária americana para a brasileira. Neste caso, $\alpha_2^* = 0$, e uma elevação da taxa de juros brasileira, i_p , não afetará a americana, i_p^* , mas haverá feedback de i_p^* para i_p . A magnitude do contágio dependerá da inclinação da curva de reação em 3.19. quanto mais inclinada a curva de reação, maior o contágio.

Neste artigo assumimos que cada banco central possui uma função de política monetária como em 3.17, e que os bancos centrais não ajustam a taxa de juros instantaneamente à novas informações. Assim, nós estimamos via ARDL e via VAR/VEC para modelar a taxa de juros brasileira em função da americana e dos controles incluídos e vice-versa.²⁷

Mais especificamente, estimamos um vetor de correção de erro que permite os bancos centrais a fazerem ajustes graduais. Esta modelagem permite que as taxas de juros sejam mutuamente interdependentes e não restringe a dinâmica da taxa de juros americana, apesar de que, tanto na teoria, quanto nos resultados encontrados, a taxa de juros americana é exógena e não responsiva à taxa brasileira²⁸. O vetor de correção de erros é dado por:

$$\begin{aligned} \Delta i_t^p &= \beta + \gamma(i_{t-1}^p + \beta_1 i_{t-1}^{p*} + \alpha_1) + \beta_2 \Delta i_{t-1}^p + \beta_3 \Delta i_{t-1}^{p*} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \\ \Delta i_t^{p*} &= \beta + \gamma(i_{t-1}^{p*} + \beta_1 i_{t-1}^p + \alpha_1) + \beta_2 \Delta i_{t-1}^{p*} + \beta_3 \Delta i_{t-1}^p + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.21)$$

Onde i_t^p é a taxa de juros brasileira no período t , i_t^{p*} é a taxa de juros americana e x_{jt} são as variáveis que afetam as decisões de política monetária do banco central brasileiro, como pressão inflacionária, risco país, expectativa global de inflação, depreciação da moeda e atividade econômica. Se o contágio de fato existe, então esperamos que o β_3 será positivo e significativo. Uma elevação de 1 ponto percentual da taxa de juros americana eleva taxa de juros brasileira em β_3 instantaneamente (semana seguinte) e mais β_1 distribuídos nas semanas seguintes. Esta elevação até β_1 ocorre ao ritmo do termo de correção de erro γ a cada semana até o equilíbrio de longo prazo dado por:

$$i_t^p = \alpha_1 + \beta_1 i_t^{p*} \quad (3.22)$$

²⁷ Ver Alogoskous e Smith (1991) e Antzoulatos (1998)

²⁸ Também utilizamos equações individuais de ECM para o Brasil, no entanto, os resultados não diferem muito dos obtidos via VECM.

O parâmetro γ permite um ajuste cíclico, enquanto que θ são os parâmetros dos controles incluídos. Na equação 3.21 as variáveis são defasadas, mas também utilizamos outras estruturas com variáveis contemporâneas²⁹, a fim de captar de modo correto o ajustamento entre as variáveis. Utilizamos diversos controles³⁰ a fim de isolar uma possível relação de causalidade entre a taxa de juros americana e brasileira.

3.4.1 Período pré-crise

A fim de avaliarmos a dependência entre o CDI e o Fed Funds, estimamos, inicialmente, um modelo de correção de erro baseado em Edwards (2015) da seguinte forma:

$$\Delta i_t = \alpha + \beta FF_{t-1} + \gamma \Delta i_{t-1} + \delta i_{t-1} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

Onde i é a taxa de juros brasileira, medida pelo CDI anual, FF é a taxa de juros americana medida pelo Effective Fed Funds Rate, e x_{jt} são as variáveis de controle incluídas que podem afetar as ações do banco central brasileiro como: pressões inflacionárias globais, preço de commodities, inflação doméstica, risco país e a taxa de câmbio. Caso exista contágio, este será representado através de um $\beta > 0$ e significativo. Além disso, a extensão do contágio da política monetária é dada por $-\left(\frac{\beta}{\gamma}\right)$. Caso este seja igual à 1, então há contágio completo da política monetária americana na economia brasileira, configurando uma situação de independência reduzida de política monetária. Por último, o parâmetro γ permite mais flexibilidade no ajuste da taxa de juros doméstica em direção ao equilíbrio.

Utilizamos uma especificação geral para específica, incluindo, além das proxies para os juros brasileiros e americanos, outras variáveis que, a priori, seriam passível de explicar a taxa de juros brasileira: Preço de commodities (soja, minério de ferro e petróleo), a variação acumulada do câmbio em 12 meses, a expectativa de depreciação do câmbio em 12 meses, a inflação acumulada em 12 meses pelo ipc-fipe, o risco-país medido pelo EMBI-Brasil, a variação acumulada em 12 meses do Ibovespa, uma medida de expectativa de inflação global, definida como o spread entre os títulos americanos com maturidade em 10 anos e os TIPS com maturidade em 10 anos e o superávit primário acumulado em 12 meses como percentual do PIB. Além de dummies para a crise asiática em 1998, para a adoção das metas de inflação e desvalorização do real em 1999, crise argentina em 2001/2002 e para as eleições domésticas em 2002/2003. As variáveis de controle não estacionárias, como apresentado na seção anterior, foram diferenciadas, e as estacionárias foram incluídas em nível. A partir desta regressão inicial retiramos, uma por uma, as variáveis menos significantes, até o ponto no qual o BIC alcançou o seu menor valor, matendo-se, assim, as variáveis restantes. O número de lags nas equações de nível e correção de erro é selecionado automaticamente pelo BIC.

A maioria dos coeficientes possuem o sinal esperado e são significantes à níveis convencio-

29 Os resultados são muito semelhantes quando utilizamos variáveis contemporâneas ou defasadas.

30 Apresentados na subseção anterior e explicitados em cada regressão nas subseções seguintes.

Tabela 26: Resultados da regressão entre a taxa de juros brasileira e a americana para o período entre janeiro de 1998 e dezembro de 2007.

D(CDI)	Coefficiente
Fed Funds(-1)	0,050***
CDI(-1)	-0,053***
D(CDI(-1))	-0,269***
Varição Câmbio 12(-1)	-0,008***
EMBI(-1)	0,001***
Expectativa Câmbio(-1)	-0,013***
Dummy 98	1,194***
Dummy 99	0,643**
SIC	1555
R-quadrado Ajustado	0,13
Observações	521
DW	2,02
LM ARCH (p-valor)	0,85
LM autocorr (p-valor)	0,437

*, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

nais. O R-quadrado é baixo, o que é comum em regressões de taxas de juros em primeira diferença. O coeficiente do Fed Funds é positivo e significativo, indicando que, durante o período avaliado, houve contágio da taxa de juros americana para a taxa de juros brasileira. A extensão do contágio de longo prazo, medida por $-\left(\frac{\beta}{\gamma}\right)$ é elevada. A estimativa indica que 94% da política monetária americana é importada no longo prazo. Além disso, a hipótese nula de $-\left(\frac{\beta}{\gamma}\right) = 1$ não pode ser rejeitada a níveis convencionais, sugerindo que durante o período entre 1998 e 2007, a independência da política monetária brasileira foi reduzida, isto é, a taxa de juros brasileira necessita incorporar as variações da taxa de juros americana, a fim de alterar a diferença entre os juros reais relativos e tornar possível uma política monetária ativa. Devido a este contágio unitário, consideramos a hipótese da taxa de juros brasileira e a americana possuírem uma relação de cointegração.

Logo, foi estimado um VAR em nível e selecionado o número de defasagens apropriadas através do BIC, indicando que o número ótimo de defasagens é 1. Após, foram ordenadas as variáveis endógenas a partir da existência ou não, da causalidade de Granger, a fim de tornar o VAR identificado, e obedecer a decomposição de Choleski. Assim, a proxy da taxa de juros americana, o Effective Fed Funds Rate é a primeira no ordenamento, seguido pelo CDI. Em seguida, estimamos o VEC dado pela equação 3.21 incluindo, inicialmente, as seguintes covariáveis x_{jt} , com periodicidade semanal, seguindo Edwards (2015); Inflação acumulada em 12 meses, defasada 6 semanas, cujo coeficiente espera-se que seja positivo devido à reação do Banco Central à maior inflação; Depreciação esperada da taxa de câmbio defasada uma semana, a partir das expectativas do relatório focus, e que também se espera que o coeficiente seja positivo, caso o Banco Central esteja preocupado com o valor da moeda; dummies que controlam para o período de instabilidade durante a desvalorização do real, crise argentina em 2001 e para o período das eleições brasileiras

de 2002; Também incluímos o risco-país em uma outra estimação, cujo coeficiente esperado depende da reação do Banco Central à elevação do risco regional, possivelmente de modo a elevar a taxa de juros. Os resultados do teste de cointegração para o período pré crise, entre 1999 e junho de 2008 são apresentados na tabela 27, utilizando-se os valores críticos definidos em Harbo et al (1998)³¹ e indicam que há pelo menos e no máximo 1 vetor de cointegração entre o CDI e o Effective Fed Funds, o que nos permite modelar a relação entre ambas através de um VEC.

Tabela 27: Teste de Johansen para a estimação sem e com o Risco País: Período pré-crise.

Vetores de Cointegração	Autovalor	Estat. Traço	P-valor	Autovalor*	Estat. Traço*	P-valor*
Nenhum	0,061	32,45	0,0006	0,08	45,57	0,00
No máximo 1	0,001	0,84	0,96	0,001	0,94	0,95
Vetores de Cointegração	Autovalor	Max. Autovalor	P-valor	Autovalor*	Estat. Traço*	P-valor*
Nenhum	0,061	31,6	0,0001	0,08	44,62	0,00
No máximo 1	0,001	0,84	0,96	0,001	0,94	0,95

*VEC com o EMBI+ Brazil (Risco-país).

Com relação aos resultados do VEC para esta especificação inicial, que estão apresentados na tabela 28, estes são muito satisfatórios. Isto é particularmente importante, considerando-se que equações de taxa de juros são difíceis de se estimar. Como pode ser visto, os coeficientes são significantes à níveis convencionais e possuem os sinais esperados, indicando que durante o período pré crise de 2008 houve pass-through da política monetária americana para a taxa de juros brasileira.

Tabela 28: VEC entre Taxa de Juros Brasileira e Americana para o Período 1999-2008.

VEC	D(CDI)	D(Fed Funds)	D(CDI)	D(Fed Funds)
Correção de Erro	-0,0498***	0,00365*	-0,0739***	0,0062**
D(CDI(-1))	-0,263***	0,001	-0,2624***	0,0010
D(Fed Funds(-1))	0,557**	-0,254***	0,5819***	-0,2574***
Constante	-0,202**	0,010	-0,5059***	0,0388
Expectativa Câmbio(-1)	0,013***	-0,001	0,0067	-0,0004
Inflação 12 meses(-1)	0,020	-0,002	0,0227*	-0,0020
Dummy 99	1,306***	-0,035	1,3022***	-0,0378
Dummy 01/02	0,220**	-0,073***	0,1524	-0,0669***
Dummy 2002/03	0,447***	-0,020	0,2978**	-0,0061
EMBI(-1)	-	-	0,0004	0,0000
R-squared	0,15	0,08	0,163	0,086
F-statistic	10,49	5,34	10,54	5,08
Observações	496		Raízes AR	Todas < 1
LM autocorr (p-valor)	0,32		Teste de White	0,29

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

31 Harbo et al (1998) apresenta a distribuição assintótica e a tabela de valores críticos para testes de cointegração que possuam variáveis fracamente exógenas.

A equação de correção de erro encontrada para o VEC sem o Risco-país foi:

$$\Delta CDIANual = +0,55\Delta EFFRATEannual(-1) - 0,0498(CDIANual(-1) + 0,39EFFRATEannual(-1) - 18,27) \quad (3.24)$$

O equilíbrio de longo prazo resultante é de $CDIANual = 18,27 + 0,39EFFRATEannual$. O termo de correção de erro do $CDIANual$ com relação Fed Funds rate é de aproximadamente 5%. Já o termo de resposta de curto prazo é de 0,55, e indica que a taxa de juros brasileira responde à uma elevação de 1 ponto percentual da taxa de juros americana, com um crescimento de 0,55 pontos percentuais em média, já na primeira semana. Há o indicativo da existência de um overshooting no curto prazo, pois esta elevação de 0,55 p.p. se reduz a um ritmo de correção de 5% a cada semana, até se estabilizar em um valor de longo prazo de 0,39 p.p.³². Edwards (2015) estima uma equação para a taxa de juros de 3 países latino americanos para o período 2000 a 2008³³ e encontra resultados similares. O contágio para o Chile chega a até 0,45 p.p, para a Colômbia alcança 0,74 p.p e o contágio do México chega no longo prazo a até 0,32 p.p. No entanto, o contágio de curto prazo é mais elevado para o Brasil do que para os países latino americanos. Como a proxy utilizada para o Brasil é a taxa de juros interbancária, isto que sugere que o sistema bancário brasileiro é muito interligado ao sistema internacional, sendo diretamente afetado pelos juros americanos. Além disso, para a equação brasileira, os coeficientes dos controles possuem o sinal esperado e são quase todos significantes. Isto significa que, uma depreciação do real, uma elevação da expectativa de inflação e um crescimento do risco país resultam em uma maior taxa de juros.

Uma possível limitação dos resultados da tabela 28 é a de que estes não incluem uma medida de atividade doméstica. Isto se deve à não existência de dados para atividade real que sejam com frequência semanal. As equações que estimam a regra de Taylor normalmente permitem a inclusão de uma variável de atividade real, devido à possibilidade da autoridade monetária reagir à evolução da atividade econômica. Para tanto, como explicado na seção anterior, incluímos tanto o preço da principal commodity exportada, a soja, quanto a PIM semanalizada a partir do índice Bovespa como duas medidas de atividade econômica;

32 O Banco Central brasileiro normalmente conduz a política monetária através do ajuste da meta da taxa Selic em múltiplos de 0,25%.

33 Chile, Colômbia e México.

Tabela 29: VEC o Período 1999-2008: Controlando para a Atividade Econômica Brasileira.

VEC	D(CDI _{anual})	D(EFFRATE _{anual})
Correção de Erro	-0,079***	0,009
D(CDI _{anual} (-1))	-0,258***	-0,001
D(EFFRATE _{anual} (-1))	0,582**	-0,264***
Constante	-0,495***	0,028
Expectativa Câmbio(-1)	0,005	-0,002
EMBI(-1)	0,0004***	-0,0000
Inflação Acumulada(-1)	0,0243*	-0,003
D(Produção Industrial(-1))	0,01*	0,003
D(Preço da Soja(-1))	-0,0006	0,0008
Dummy 99	1,30***	-0,041
Dummy 01/02	0,127	-0,054**
Dummy 2002/03	0,331***	-0,014
R-quadrado	0,162	0,096
Estatística F	8,529	4,70
Observações	496	496
LM autocorr (p-valor)	0,453	Raízes AR
Teste de White	0,334	Todas < 1

*, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados da tabela³⁴ 29 indicam que o contágio de política monetária encontrado nas regressões em 28 permanece, bem como o sinal dos regressores. Já as duas variáveis de atividade econômica não se mostraram significantes. Isto sugere que quando o mercado global por exportações brasileira se fortalece e o índice Bovespa se eleva, indicando um desempenho econômico melhor, o Banco Central não reage através de elevação da taxa de juros.

Um outro ponto importante a ser analisado é se as condições econômicas globais alteram a dependência da política monetária brasileira. Para tanto, incluímos outras covariáveis x_{jt} como; A variação acumulada em 6 meses do preço do petróleo; 10 year Treasury Notes³⁵, a fim de analisarmos a reação do banco central brasileiro à mudança da curva de juros internacional; e a taxa de câmbio euro/dólar.

Tabela 30: Teste de Johansen Controlando para a Atividade Econômica Global e Brasileira: Período pré-crise.

Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico	P-valor
Nenhum	0,098	52,196	20,261	0,000
No máximo 1	0,0014	0,700	9,164	0,98
Vetores de Cointegração	Autovalor	Máximo Autovalor	Valor Crítico	P-valor
Nenhum	0,098	451,496	15,892	0,000
No máximo 1	0,0014	0,70	9,164	0,982

A inclusão destas novas variáveis de controle não modificou a existência de apenas 1 vetor

34 O teste de cointegração deste VEC indicou a existência de 1 vetor de cointegração.

35 Notas do Tesouro Americano com maturidade de 10 anos.

de cointegração entre a taxa de juros brasileira e americana. Quando olhamos para o VEC, percebemos que a velocidade de correção de erro da proxy para a taxa de juros brasileira se elevou para quase 10% por semana. Por outro lado, a correção de erro da taxa de juros americana continua não significativa, o que indica que a taxa de juros americana é exógena à taxa de juros brasileira, assim como esperado inicialmente.

Tabela 31: VEC o Período 1999-2008: Controlando para a Atividade Econômica Global e Brasileira.

VEC	D(CDI)	D(Fed Funds)
Correção de Erro	-0,09***	0,008
D(CDI(-1))	-0,303***	0,001
D(Fed Funds(-1))	0,525***	-0,383***
Constante	1,20**	0,259**
Expectativa Câmbio(-1)	0,01**	0,001
EMBI(-1)	0,0007***	-0,000
D(Produção Industrial(-1))	0,019*	0,0008
Inflação 12 meses(-1)	0,045**	0,001
D(Preço Soja(-1))	-0,018	-0,015*
Preço Petróleo(-1)	-0,002	0,001*
Câmbio Euro/Dólar(-1)	-1,25**	-0,35***
Treasury Note(-1)	-0,091	0,038**
Dummy 99	1,45***	-0,023
Dummy 01/02	0,189*	-0,042
Dummy 2002/03	0,299**	0,013
R-quadrado	0,20	0,188
Estatística F	6,628	6,133
LM autocorr (p-valor)	0,31	Raízes AR
Teste de White	0,31	Todas < 1

*** e ** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

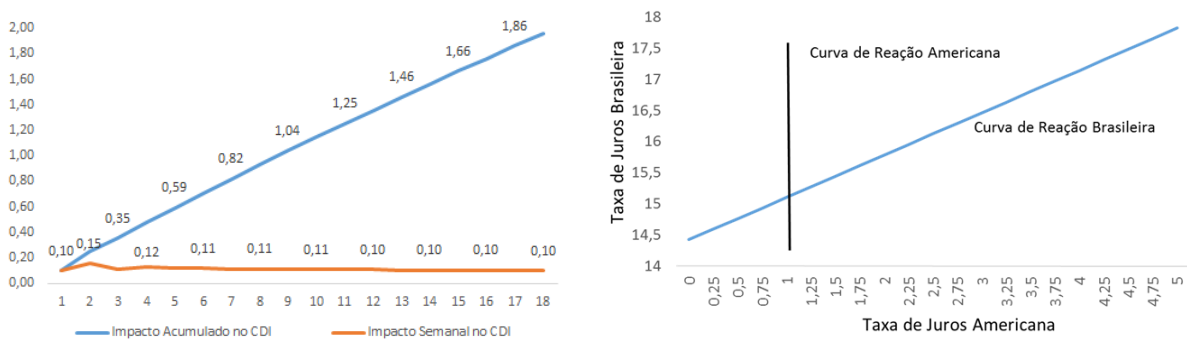
A equação de correção de erro encontrada para o VEC do período pré-crise com todas as variáveis de controle foi:

$$\Delta CDI_{\text{anual}} = +0,52\Delta EFFRATE_{\text{anual}}(-1) - 0,090(CDI_{\text{anual}}(-1) - 0,70EFFRATE_{\text{anual}}(-1) - 14,36) \quad (3.25)$$

Esta resulta em uma equação de longo prazo de $CDI_{\text{anual}} = 14,36 + 0,70EFFRATE_{\text{anual}}$. Assim, no curto prazo, quando há uma elevação de 1 p.p. da taxa de juros americana, a taxa de juros brasileira, medida pelo CDI, se eleva em média 0,52 p.p. Após esta elevação inicial, ainda há um crescimento a um ritmo de aproximadamente 10% da diferença a cada semana até a estabilização no valor de 0,70 p.p. Nota-se também que o valor de equilíbrio quando a taxa de juros americana é zero, é de 14,36% para a taxa brasileira, uma estimativa razoável para o período analisado. Graficamente, 3.4 apresenta a curva de reação americana e brasileira. Caso ambas sejam positivamente inclinadas, isto significa que ambas as políticas monetárias são mutuamente dependentes. No entanto, como os Estados Unidos é uma economia grande o contágio da política monetária ocorre

somente em uma direção, e a curva de reação americana é vertical e não reage à mudanças nos juros brasileiros. Para o Brasil, a magnitude do contágio dependerá da inclinação da curva de reação e, quanto mais inclinada, maior o contágio. A inclinação encontrada é de 0,70 pontos percentuais, um contágio significativo, ainda mais para o Brasil, uma economia grande, maior do que os outros países latino americanos testados em Edwards (2015). Com a elevação da taxa de juros americana em dezembro que passou de no máximo 0,25 p.p. para entre 0,25 e 0,5 p.p., espera-se um contágio que eleve a taxa de juros brasileira entre 0,17 p.p e 0,35 p.p no longo prazo. A elevação instantânea é de entre 0,125 p.p e 0,25 p.p. Após isto, a distância é reduzida em 9% a cada semana até o equilíbrio de longo prazo.

Figura 3.4: Impacto no CDI de uma inovação de 1 ponto percentual no resíduo da equação da taxa de juros americana: Semanal e Acumulado. Curvas de Reação dos Juros Americanos e Brasileiros.



A função impulso-resposta generalizada, disponível no gráfico 3.4 apresenta um resultado mais marcante. Após uma inovação de 1 desvio padrão na de juros americana, o CDI se elevação na semana seguinte em 0,1 pontos percentuais. Este impacto se reduz partir da quarta semana, chegando a próximo de zero a partir da 30ª semana. No entanto, o efeito total acumulado chega a quase 3 pontos percentuais após 30 semanas. Enquanto que a função impulso resposta declina ao longo do tempo em um var estacionário, isto nem sempre acontece em vetores de correção de erro. Como as variáveis são $I(1)$, existe a possibilidade dos choques serem permanentes ou transitórios. Neste caso, vemos que a taxa de juros brasileira é permanentemente afetada pela americana, e os efeitos ocorrem por um longo período após a elevação dos juros americanos.

Uma possível explicação para os resultados das estimações acima podem estar relacionados ao "medo de flutuação". De acordo com os modelos na tradição de Mundell-Fleming, Se existe mobilidade de capitais imperfeita, uma elevação das taxas de juros globais resultarão em um pequeno déficit externo e uma depreciação no valor da moeda doméstica. Assim, este ajuste do valor da moeda reestabelece o equilíbrio com a taxa de juros doméstica. No entanto, se existe o "medo de flutuação", as autoridades locais podem buscar contrair a oferta monetária (i.e., elevar os juros domésticos), a fim de evitar a depreciação da moeda. A consequência que resta é que a política monetária americana será importada pelo Brasil sempre que houver o "medo de flutuação". Nota-se, ambas as metodologias utilizadas encontraram um contágio elevado da política monetária

americana, sugerindo que o Brasil possui uma elevada dependência dos juros internacionais na definição de estratégias monetárias domésticas.

3.5 Estará a Política Monetária Ancorando as Expectativas?

Nesta seção estimamos a relação de cointegração entre a expectativa de inflação e a taxa de juros brasileira. A literatura em metas de inflação em países emergentes geralmente utiliza equações individuais para estimar os determinantes das expectativas de inflação e da regra de política monetária³⁶. No entanto, a estimativa de equações em nível com variáveis integradas I(1) gera resultados espúrios. Além disso, os regressores possivelmente são endógenos, já que a taxa de juros brasileira é uma função da expectativa de inflação. Por outro lado, a expectativa de inflação é uma função negativa da taxa de juros. Assim, os métodos tradicionais não podem ser utilizados para lidar com a endogeneidade e a não-estacionariedade destas variáveis. Logo, utilizamos um VEC com o objetivo de avaliar as interrelações entre a taxa de juros brasileira e a expectativa de inflação. Se o banco central é bem sucedido em ancorar as expectativas de inflação, então a expectativa de inflação deve responder negativamente à uma elevação da taxa de juros, e à uma elevação da meta de inflação. Por outro lado, se a política monetária é forward-looking, uma elevação da expectativa de inflação irá gerar um resposta positiva da taxa de juros. Estimativas por GMM não podem ser utilizadas para lidar com a endogeneidade quando estima-se equações em nível devido ao fato das variáveis não serem estacionárias. Logo, utilizamos o teste de cointegração de Johansen pois este permite lidar tanto com a existência de um feedback duplo entre a taxa de juros e a expectativa de inflação, quanto com a não estacionariedade das variáveis.

3.5.1 Período pré-crise de 2008

Tanto a taxa de juros, quanto a expectativa de inflação e a meta de inflação foram testadas para cointegração, pois as três foram consideradas I(1) pelo teste de raiz unitária. Assim, foi estimado um VAR em nível e selecionado o número de lags ótimo a partir do critério de BIC, que foi de 2 lags. A partir deste, caso as variáveis cointegrem, isto significa que a relação de longo prazo existe e pode ser representada na forma de um VEC, conforme Mello e Moccero (2009). Nesta primeira parte, devido à mudança da meta de inflação mais de uma vez no período analisado, incluímos a meta como uma variável endógena, no lugar de utilizarmos os desvios da expectativa de inflação da meta. Isto porque desejamos descobrir se a mudança da meta possui um impacto na expectativa de inflação ou na taxa de juros. Conforme a tabela 32, existe apenas 1 vetor de cointegração entre as três variáveis.

36 Schmidt-Hebbel et al (2002), Minella et al (2003), Cerisola e Gelos (2005), Leiderman et al (2006).

Tabela 32: Testes de cointegração entre a taxa Selic, a Expectativa e a meta de inflação para o período 2002 à junho de 2008.

Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico	P-valor
Nenhum	0,13	57,96	24,27	0,00
No máximo 1	0,03	10,87	12,32	0,09
No máximo 2	0,00	1,13	4,12	0,33

Vetores de Cointegração	Autovalor	Máximo Autovalor	Valor Crítico	P-valor
Nenhum	0,13	47,08	17,79	0,00
No máximo 1	0,03	9,73	11,22	0,09
No máximo 2	0,00	1,13	4,12	0,33

A equação de correção de erro encontrada para o VEC do período pré-crise com todas as variáveis de controle foi:

$$\begin{aligned} \Delta Selic = & -0,03\Delta EIPCA12m(-1) + 0,21\Delta EIPCA12m(-2) \dots + \\ & \dots - 0,035(Selic(-1) - 4,51EIPCA12m(-1) + 4,49Meta - 15,96) \quad (3.26) \end{aligned}$$

Esta resulta em uma equação de longo prazo de $Selic = 15,96 + 4,51EIPCA12m - 4,49Meta$. Nota-se que uma elevação da expectativa de inflação acumulada em 12 meses em 1 ponto percentual resulta em uma queda na Selic de 0,03 p.p no mês seguinte mas em uma elevação desta em 0,21 p.p. após dois meses. Em seguida, a Selic se eleva em direção ao equilíbrio de longo prazo reduzindo a distância à uma taxa de 3,5% ao mês até uma elevação final total de 4,5 p.p no longo prazo. A equação de longo prazo mostra qual a sensibilidade da taxa Selic às variações na expectativa de inflação e na meta de inflação. Percebe-se que a sensibilidade é muito semelhante com relação às duas variáveis. Caso a expectativa de inflação para os 12 meses seguintes seja igual à meta, a taxa Selic deve assumir um valor próximo à 15,96% a.a. Por exemplo, supondo uma expectativa de inflação e meta para os 12 meses seguintes de 4,5%, a Selic de equilíbrio é de 16,05% para o período entre 2002 e 2008.

Tabela 33: VEC para o período 2002-2008: A relação entre a taxa de juros, a meta e a expectativa de inflação.

VEC	D(Selic)	D(Expectativa Inflação)	D(Meta)
Correção de Erro	-0,035**	0,076***	0,001
Constante	0,03	0,26*	0,02
D(Selic(-1))	-0,03	-0,018	-0,06***
D(Selic(-2))	0,25***	-0,1*	0,05***
D(Expectativa de inflação(-1))	-0,03	0,5***	0,09***
D(Expectativa de inflação(-2))	0,21**	-0,03	-0,05***
D(Meta(-1))	0,65	-0,15	0,96***
D(Meta(-1))	-0,2	-0,19	-0,09*
Dummy 02/03	1,7***	0,41*	-0,02
Dummy 01/02	0,35	0,43	0,48***
Hiato do Produto(-1)	0,07***	0,12***	0,001
IPCA em 12 meses(-1)	-0,04***	-0,04**	-0,003*
Câmbio em 12 meses(-1)	0,003	0,01*	0,0004
R-quadrado	0,72	0,61	0,93
Estatística F	13,05	7,75	70,9
Observações	77	LM-Autocorr (p-valor)	0,15
Raízes AR	Todas < 1	Teste de White	0,19

*, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

A correção de erro da expectativa de inflação é um pouco mais rápida do que a da Selic:

$$\Delta EIPCA12m = -0,01\Delta Selic(-1) - 0,10\Delta Selic(-2) \dots + \dots - 0,0768(Selic(-1) - 4,51EIPCA12m(-1) + 4,49Meta - 15,96) \quad (3.27)$$

A expectativa de inflação corrige a sua trajetória em direção ao equilíbrio de longo prazo a uma velocidade de 7,68% ao mês, sugerindo que esta é mais flexível e reativa do que taxa Selic. Uma elevação de 1 p.p na taxa Selic impacta a expectativa de inflação negativamente em 0,01 p.p no mês seguinte e 0,1 p.p após dois meses. Fica claro que há uma relação entre as duas variáveis, corroborando a existência de causalidade de Granger encontrada anteriormente.

Nota-se que a meta de inflação também teve um papel importante na definição da taxa de juros e na formação das expectativas inflacionárias para o período entre 2001 e 2008. Este resultado corrobora a visão de que, além da taxa de juros, a meta de inflação também possui uma influência importante na expectativa de inflação, pois os agentes econômicos consideram a meta de inflação como um mecanismo de comprometimento e de transmissão de informação sobre os objetivos da política monetária. O peso dado à meta é semelhante ao das expectativas e quanto maior a meta, menor a taxa Selic estando estes resultados em linha com os encontrados por Mello e Moccero (2009)³⁷.

37 Apresentamos os resultados mensais a fim de tornar este comparável ao de Mello e Moccero (2009). O resultado com os dados semanais ficaram muito semelhantes, com uma equação de longo prazo de $Selic = 15,39 + 5,34ExpectIPCA12m - 5,31MetaInflação$

3.6 Combinando a influência do Fed Funds e das Expectativas de Inflação.

Como encontramos um vetor de cointegração entre a taxa de juros brasileira e a expectativa de inflação, seguimos Edwards (2015), e utilizamos um modelo ARDL³⁸ para modelar a taxa de juros brasileira, a fim de podermos utilizar todas as possíveis variáveis que explicam as variações na Selic. Este tipo de modelo é o ideal quando existe a possibilidade de algumas das variáveis serem estacionárias, outras I(1), ou fracionalmente integradas, além de existir a possibilidade de cointegração entre algumas destas variáveis I(1) (TODA; IAMAMOTO, 1995; PESARAN et al, 2001).

3.6.1 A Taxa Selic como Variável Dependente

Dois modelos ARDL foram estimados: No primeiro, a variável dependente é a taxa Selic, e incluímos na cointegração e na correção de erro o Effective Fed Funds Rate, o hiato da expectativa de inflação e do produto, com periodicidade mensal conforme equação abaixo:

$$i_t = \alpha + \sum_1^k \beta_{1k} i_{t-k} + \sum_1^z \beta_{2z} (E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_{t-z} + \sum_1^w \beta_{3w} FF_{t-w} + \sum_1^y \beta_{4y} Pim_{t-y} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

Onde i_t é a taxa Selic, $E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*$ é o desvio da inflação da meta, FF são os juros americanos, Pim é o hiato do produto e os x_j são as variáveis de controle. Fizemos uma estimação do modelo mais geral para o específico, partindo de diversas variáveis de controle que poderiam ser importantes para a explicação da Selic e da Expectativa de Inflação, as mesmas incluídas na equação 3.23. As variáveis menos significantes foram retiradas, uma por uma, até o modelo que alcança o melhor BIC³⁹. Em cada uma das estimações, o número de lags nas equações em nível e no modelo de correção de erro são selecionados automaticamente pelo SIC e feito o teste de cointegração de bounds (PESARAN et al, 2001). Utilizamos estimativas mensais a fim de incorporar os desvios da inflação da meta e o hiato do produto.

38 Para uma explicação de como os modelos ARDL se relacionam com VAR/VECM ver Pesaran e Smith (1998).

39 No anexo, as tabelas 43 e 44 possuem as estimativas com todas as variáveis de controle.

Tabela 35: Teste F e T de cointegração pelo método bounds.

Limites Superiores e Inferiores	Inf 2,5%	Sup 2,5%	Inf 1%	Sup 1%	Resultado
Teste F	2,87	4,16	3,42	4,84	7,91
Teste T	-2,24	-3,64	-2,58	-3,97	-4,063

H0: Não há cointegração.

Rejeitar se F > valor crítico

Rejeitar se T < valor crítico

Tabela 34: Equação em Nível entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Var/Def	Selic	Inflação	Fed Funds	Produto	EMBI	T. Notes	Real/Dólar	Super Prim
Lag 1	1,17***	0,002	0,59	0,069**	0,001***	-0,16*	0,02**	-0,86***
Lag 2	-0,36***	0,95***	0,49	-	-	-	-	-
Lag 3	-	-1,13***	0,19	-	-	-	-	-
Lag 4	-	1,08***	-1,05*	-	-	-	-	-
Lag 5	-	-0,76***	Testes	LM-Arch	DW	LM-Autocor	R-quad	BIC
Lag 6	-	0,34***	P-valor	0,63	1,86	0,36	0,32	119

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

Os resultados na tabela 34 apresentam os coeficientes da equação em nível, que indicam que a taxa Selic possui uma persistência elevada, o que já era esperado. O hiato da expectativa de inflação possui um sinal cíclico entre positivo e negativo, indicando que o ajuste não se dá de forma rápida. Os coeficientes dos controles são significantes e, de modo geral, possuem o sinal correto.

A tabela 35 apresenta os testes de cointegração via Bounds que indicam que há cointegração entre as variáveis. Logo, partimos para a estimação em forma de modelo de correção de erro entre as quatro variáveis, descrita na equação 38:

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & \alpha_1 - \alpha_2(i_t - \beta_1 FF_{t-1} - (E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_{t-1} - Pim_{t-1}) + \sum_1^k \Delta \beta_k i_{t-k} + \dots \\ & \dots + \sum_1^z \beta_z \Delta (E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_{t-z} + \sum_1^w \beta_w \Delta FF_{t-w} + \sum_1^y \beta_y \Delta Pim_{t-y} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.29)$$

Os resultados na tabela 36 mostram que existe uma relação de longo prazo significativa entre a Selic, o hiato da expectativa de inflação em 12 meses, o hiato do produto e o Fed Funds para o período entre 2002 e 2007. O impacto das três variáveis na taxa Selic é considerável, com o hiato da expectativa de inflação possuindo o maior efeito. No entanto, como encontrado na seção 4, o Fed Fund possui um contágio elevado na meta da taxa Selic, ainda maior quando consideradas

Tabela 36: Correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Var/Def	Selic	Fed Funds	Inflação	Produto	EMBI	T. Notes	Real/Dólar	Super Prim
Lag 1	0,36***	0,36	-0,49***	0,07*	0,001***	-0,16*	0,02**	-0,86**
Lag 2	-	0,85	0,46***	-	-	-	-	-
Lag 3	-	1,05***	-0,66***	-	-	-	-	-
Lag 4	-	-	0,42***	Equação de	Ajuste	Fed Funds	Inflação	Produto
Lag 5	-	-	-0,34***	Longo prazo	-0,19***	1,23***	2,58***	0,36*

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

as variáveis que o Banco Central busca influenciar.

3.6.2 A Expectativa de Inflação como Variável Dependente

No segundo modelo estimado, colocamos como variável dependente a expectativa de inflação, enquanto a Selic, os juros americanos e o hiato do produto são incluídas como independentes:

$$(E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_t = \alpha + \sum_1^k \beta_{1k} i_{t-k} + \sum_1^z \beta_{2z} (E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_{t-z} + \sum_1^w \beta_{3w} FF_{t-w} + \sum_1^y \beta_{4y} Pim_{t-y} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

Onde i é a meta Selic, $E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*$ é o desvio da expectativa de inflação da meta FF são os juros americanos, Pim é o hiato do produto e os x_j são as variáveis de controle. Na estimação da equação em nível e em forma de correção de erro, acabamos por excluir o hiato do produto da relação de cointegração e o incluímos como variável exógena, devido a não encontrarmos uma relação de cointegração quando este estava presente, além de o termo de longo prazo do hiato do produto não ser significativo⁴⁰. Assim, os resultados da equação 3.30 são apresentados na tabela 37 abaixo:

Tabela 37: Equação em Nível entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Var/Def	Inflação	Selic	Fed Funds	Real/Dólar	IPCA 12 meses	Produto
Lag 1	1,11***	-0,10	-0,17***	0,007*	-0,06*	0,08***
Lag 2	-0,42***	0,17*	-	-	-	-
Testes	LM-Arch	DW	LM-Autocorr	R-quad	BIC	
P-valor	0,38	2,14	0,29	0,62	104	

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

40 No anexo, as tabelas 45 e 46 possuem as estimativas com todas as variáveis de controle.

Assim como a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação possui uma persistência elevada, apesar de menor. Os resultados indicam que o impacto negativo que a Selic possuía na expectativa de inflação é anulado quando da inclusão do Fed Funds. Isto é, uma elevação nos juros americanos é responsável pela redução da expectativa de inflação. Isto sugere que a taxa Selic, por ser fortemente ligada ao Fed Funds, não é a responsável pela redução na expectativa de inflação, mas sim o Fed Funds. O hiato do produto, que foi retirado na equação de cointegração por não cointegrar, possui um coeficiente positivo, sinalizando que uma elevação na produção acima do produto potencial pressiona pra cima as expectativas de inflação.

Tabela 38: Teste F e T de cointegração pelo método bounds.

Limites Superiores e Inferiores	Inf 2,5%	Sup 2,5%	Inf 1%	Sup 1%	Resultado
Teste F	3,22	4,5	3,88	5,30	9,35
Teste T	-2,24	-3,31	-2,58	-3,66	-4,108

H_0 : Não há cointegração.

Rejeitar se $F >$ valor crítico

Rejeitar se $T <$ valor crítico

De acordo com os resultados do teste de cointegração na tabela 38, existe cointegração ao nível de 1%, sendo possível reescrever a equação em nível em forma de um modelo de correção de erro como em 3.31 abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta(E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_t = & \alpha_1 - \alpha_2((E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_t - \alpha_3 FF_{t-1} - \alpha_4 i_{t-1} - \alpha_5 Pim_{t-1}) + \sum_1^k \Delta \beta_k i_{t-k} + \dots \\ & \dots + \sum_1^z \beta_z \Delta(E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_t_{1-z} + \sum_1^w \beta_w \Delta FF_{t-w} + \sum_1^y \beta_y \Delta Pim_{t-y} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (3.31) \end{aligned}$$

Tabela 39: Modelo ARDL de correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Curto Prazo	Inflação	Selic	Fed Funds	Real/Dólar	IPCA 12 meses	Produto
Lag 1	0,42***	-0,17*	-	0,007*	-0,06*	0,08***
Relação de	Ajuste	Fed Funds	Selic			
Longo prazo	-0,31***	-0,55***	0,2**			

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

Os resultados do modelo de correção de erro mostram que o hiato da expectativa de inflação possui uma relação de longo prazo positiva com a taxa Selic, e negativa com o Fed Funds, ao contrário do vetor de cointegração encontrado anteriormente através do VEC, indicando que a

inclusão do Fed Funds foi determinante para a modelagem da relação entre a Selic e a expectativa de inflação. A cada elevação no Fed Funds de 1 p.p, o hiato da expectativa de inflação se reduz em 0,55 p. no longo prazo, enquanto que uma elevação da Selic em 1 p.p eleva também a expectativa de inflação em 0,2 p.p. Isto pode ser decorrência de uma interpretação, pelos agentes, como sendo a elevação da Selic um sinal de crescentes pressões inflacionárias, e assim estes ajustam as expectativas de acordo.

3.7 O Papel da Selic no pós-crise.

Para o período pós-crise, as proxies para a taxa de juros brasileira e americana não cointegraram quando utilizamos as mesmas especificações feitas para o período pré-crise. Isto deve-se, possivelmente, à baixa variação da taxa de juros americana no período. A partir de dezembro de 2008, após o auge da crise de 2008, o Fed reduziu a Fed Funds rate para um intervalo entre 0 e 0,25% ao ano, permanecendo assim até o final da amostra, janeiro de 2015. Um sintoma disto é o teste de raiz unitária para o Fed Funds Rate ter encontrado que esta é estacionária à 10% de significância. Assim, um VEC entre variáveis que não cointegram, bem como existe dúvida sobre a não-estacionariedade de uma delas, não é recomendado. Logo, para o período pós-crise não foi possível estimar uma relação entre a taxa de juros brasileira e a americana, ficando claro que o papel de outras variáveis para este período é mais preponderante do que a política monetária americana, com uma maior importância para as variáveis domésticas na determinação da taxa de juros brasileira.

É possível que a taxa Selic tenha sido utilizada de modo relevante como instrumento para controlar outros objetivos além das expectativas de inflação, como a elevação do produto. Portanto, incluímos para modelar uma relação de longo prazo, além do hiato da expectativa de inflação medida pelo IPCA em 12 meses, também o hiato do produto medido pela PIM e a taxa de juros americana. Os mesmos controles da equação 3.23 foram incluídos e as especificações foram feitas a partir da mais geral, retirando-se a variável menos significativa, até o ponto onde se alcança o melhor BIC. O número de lags nas equações de nível e correção de erro é selecionado automaticamente pelo BIC⁴¹. Para testarmos a existência de cointegração, utilizamos o teste de bounds⁴². O primeiro estágio consiste em estimar a relação de longo prazo na equação em nível e testar para cointegração:

$$i_t = \alpha + \sum_1^k \beta_{1k} i_{t-k} + \sum_1^z \beta_{2z} (E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*) t_{1-z} + \sum_1^w \beta_{3w} FF_{t-w} + \sum_1^y \beta_{4y} Pim_{t-y} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

Onde i é a meta Selic, $E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*$ é o desvio da inflação da meta, FF são os juros americanos, Pim é o desvio do produto e x_{ij} são as variáveis de controle. O segundo estágio

41 No anexo, as tabelas 47 e 48 possuem as estimativas com todas as variáveis de controle.

42 Pesaran et al (2001).

consiste em estimar os coeficientes de curto e longo prazo através de um modelo de correção de erro, se as variáveis na equação 3.32 forem consideradas cointegradas pelo teste de bounds proposto por Pesaran et al (2001). A especificação acima foi modificada para excluir a taxa de juros americana devido a sua não significância. Assim, a equação em nível resultante foi:

Tabela 40: Equação em Nível entre a Meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015

Var/Lags	Selic	Inflação	Produto	Petróleo	EMBI	T. Notes
Lag 1	0,58***	0,13	0,05*	-0,006***	0,003***	0,28***
Lag 2	0,35**	-0,54*	0,04**	-	-	-
Lag 3	0,08	0,46	0,02	-	-	-
Lag 4	-0,35**	0,72**	0,02	-	-	-
Lag 5	0,20**	-0,39*	0,04**	-	-	-
Lag 6	-	-	-0,02	-	-	-
Testes	LM-Arch	DW	LM-Autocorr	R-quad	BIC	
P-valor	0,39	2,02	0,317	0,76	32,74	

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

É interessante notar que o mesmo modelo utilizada para o período pré-crise de 2008 considerava a taxa de juros americana significativa e importante, mas não incluía o hiato do produto como estatisticamente significativa. Assim, como mencionado anteriormente, excluimos esta da estimação. Isto sugere uma mudança nas variáveis que influenciam a política monetária brasileira, ao mesmo tempo em que indica uma maior independência da política monetária brasileira após a crise de 2008, principalmente pela redução da meta do Fed Funds para entre 0% e 0,25%. Logo, a restrição externa que existia antes da crise se reduziu, permitindo o Banco Central brasileiro focar em outros objetivos domésticos, como o hiato do produto.

Tabela 41: Teste F e T de cointegração pelo método bounds

Limites Superiores e Inferiores	Inf 2,5%	Sup 2,5%	Inf 1%	Sup 1%	Resultado
Teste F	3,22	4,5	3,88	5,30	10,6
Teste T	-2,24	-3,31	-2,58	-3,66	-4,471

H_0 : Não há cointegração.

Rejeitar se $F >$ valor crítico

Rejeitar se $T <$ valor crítico

Os resultados na tabela 41 indicam que há cointegração entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto ao nível de 1%. Isto significa que existe uma maneira de expressar a relação entre as variáveis através de um modelo de correção de erro. Logo, procedemos à estimação do modelo, utilizando o método ARDL, com seleção automática de lags a partir do BIC:

$$\Delta i_t = \alpha_1 - \alpha_2(i_t - \alpha_3(E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_{t-1} - \alpha_4 Pim_{t-1}) + \sum_1^k \Delta \beta_k i_{t-k} + \sum_1^z \beta_z \Delta(E_t \pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*)_{t-1-z} + \dots$$

$$\dots + \sum_1^y \beta_y \Delta Pim_{t-y} + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (3.33)$$

Onde α_2 é p parâmetro de ajustamento, que mede a velocidade com a qual a meta Selic converge em direção ao equilíbrio de longo prazo. Como mencionado anteriormente, o FF foi excluído da equação por, além de não ser significativo, este ficou em patamares muito reduzidos, indicando estacionariedade de acordo com os testes utilizados.

42

Tabela 42: Modelo ARDL de correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015

Curto Prazo	Selic	Inflação	Produto	Petróleo	EMBI	Treasury Note
Lag 1	-0,28**	-0,24	-0,09***	-0,006***	0,003***	0,28***
Lag 2	0,064	-0,78***	-0,05**			
Lag 3	0,16	-0,32	-0,06			
Lag 4	0,20**	0,39*	-0,12			
Lag 5	-	-	-0,02			
Relação de	Ajuste	Inflação	Produto			
Longo prazo	-0,12***	3,1***	1,1***			

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

No curto prazo, conforme a tabela 42 existe um ajuste cíclico da Selic com relação à expectativa de inflação e ao hiato do produto, onde esta primeiro decresce, mas no longo prazo se eleva, de acordo com o coeficiente de longo prazo. Estes foram todos significantes e com o sinal esperado. O coeficiente de ajuste da Selic em direção ao equilíbrio é significativo e de 0,12, indicando que a Selic reduz em 12% a distância com relação ao equilíbrio a cada mês. Além disso, no equilíbrio de longo prazo uma elevação de 1 p.p da expectativa de inflação acima da meta impacta em 3,1 p.p na Selic, enquanto que distanciamento do produto em relação ao produto potencial em 1 ponto percentual reduz a taxa Selic em aproximadamente 1,1%. As variáveis de controle que permaneceram são aquelas que foram consideradas significantes a um nível de 10%, podendo-se perceber que, apesar do Fed Funds estar em níveis reduzidos, não sendo relevante para a Selic no pós-crise, os títulos do tesouro com maturidade em 10 anos foram altamente significativos, com um impacto de 0,28 p.p. Além disso, o risco país foi positivo e significativo, como havia sido na equação 3.23. De modo geral, no pós crise, a taxa Selic ficou "livre" da dependência americana, permitindo que esta fosse utilizada para alcançar objetivos domésticos além do controle da inflação, como o incentivo contra-cíclico ao crescimento do PIB e guiar as expectativas de inflação. Percebe-se que a sensibilidade à expectativa de inflação se elevou de 2,58 p.p na tabela 36 para

3,1 p.p. Isto significa que uma elevação da expectativa de inflação faz com que a Selic reaja mais fortemente do que anteriormente, possivelmente devido à menor credibilidade que o Banco Central possui no período pós-crise. Também ficou claro que na ausência de mudanças no Fed Funds rate, o impacto do hiato do produto se elevou de 0,36 para 1,1 p.p, um coeficiente 3 vezes maior.

3.8 Conclusão

Este trabalho analisou as interrelações de dependência de longo prazo entre a taxa de juros americana, brasileira e a expectativa de inflação. O grau de independência da política monetária foi medido, bem como o impacto da Selic e do Fed Funds na expectativa de inflação. Separamos a análise entre antes e após a crise de 2008, devido à existência de uma mudança estrutural na relação entre as variáveis. Os resultados indicam que, no pré crise, existiu um elevado grau de dependência da política monetária brasileira, havendo contágio pleno das variações no Fed Funds para a Taxa Selic. Uma possível explicação para estes resultados pode estar relacionado ao "medo de flutuação". As autoridades locais podem buscar contrair a oferta monetária (i.e., elevar os juros domésticos), a fim de evitar a depreciação da moeda. A consequência que resta é que a política monetária americana será importada pelo Brasil sempre que houver o "medo de flutuação". Nota-se que ambas as metodologias utilizadas encontraram um contágio elevado da política monetária americana, sugerindo que o Brasil possui uma elevada dependência dos juros internacionais na definição de estratégias monetárias domésticas.

Também estimamos um VEC para a Selic, a Expectativa de inflação e a Meta de inflação para o período pré crise, verificando que a meta possui um papel importante na definição da taxa Selic. Em um segundo momento, a estimação conjunta para o período pré crise incluindo o Fed Funds, os desvios da expectativa de inflação da meta e o hiato do produto mostrou que a Selic é fortemente influenciada pelos três fatores, com o impacto do Fed Funds sendo superior a 1. Esta importação da política monetária americana, no entanto, não impede que a expectativa de inflação também tenha um impacto positivo na taxa Selic assim como o hiato do produto, apesar de em um grau menor. A expectativa de inflação também se mostrou sensível ao Fed Funds, com este anulando os efeitos que a Selic possuía. Por último, na estimação pós crise, ficou claro que a taxa Selic, na ausência de mudanças no Fed Funds, é fortemente impactada pelo hiato da expectativa de inflação e pelo hiato do produto, sendo que o impacto do hiato do produto na Selic aumentou em aproximadamente 300% após 2010. Estes resultados sugerem que a expectativa de inflação reage de maneira mais forte à Selic. No entanto, há um descolamento da expectativa de inflação do centro da meta entre 2010 e 2015, possivelmente por outros motivos que podem ser foco de um trabalho futuro.

3.9 Referências

- AIZENMAN, J.; BINICI, M; HUTCHISON, M. M. The transmission of Federal Reserve tapering news to emerging financial markets. **Technical report**, National Bureau of Economic Research, 2014.
- AIZENMAN, J.; CHINN, M. D.; ITO, H. Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions. **Technical report**, National Bureau of Economic Research, 2015.
- ALOGOSKOUS, G.; SMITH, R. On error correction models: specification, interpretation, estimation. **Journal of Economic Surveys**, , n. 5, p. 97-128, 1991.
- ANTZOULATOS, A. A. Macroeconomic forecasts under the prism of error-correction models. **Journal of Economics and Business**, v. 50, p. 535-550, 1998.
- BALL, L.M.; SHERIDAN, N. Does inflation targeting matter?. Em: **The Inflation-Targeting Debate**, p. 249-282, University of Chicago Press, 2004.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J.V. Multivariate GARCH models: a survey. **Journal of Applied Econometrics**, v. 21, p. 79-109, 2006.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, M.P. Global forces and monetary policy effectiveness. **International Dimensions of Monetary Policy**, p. 429, 2010.
- CALVO, G. A.; REINHART, C.M. Fear of floating. **Technical report**, National Bureau of Economic Research, 2000.
- CANOVA, F. The transmission of US shocks to Latin America. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 229-251, 2005.
- CA'ZORZI, M.; HAHN, E.; SÁNCHEZ, M. Exchange rate pass-through in emerging markets. **Working Paper Series**, European Central Bank, 2007.
- CELASUN, O.; GELOS, R.G.; PRATI, A. Obstacles to disinflation: what is the role of fiscal expectations? **Economic Policy**, n. 19, p. 442-481, 2004.
- CERISOLA, M. D.; GELOS, G. What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis, **IMF Working Paper**, IMF, 2005.
- CETORELLI, N.; GOLDBERG, L. S. Banking globalization and monetary transmission. **The Journal of Finance**, v. 67, n. 5, p 1811-1843, 2012.
- CHINN, M. D.; Global spillovers and domestic monetary policy, **BIS Working Paper**, 2013.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: A new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, p. 1661-1707, 1999.

CONNOLLY, E.; KOHLER, M. News and interest rate expectations: A study of six central banks. **Working Paper**, Reserve Bank of Australia 2004.

CORBO, V.; LANDERRETICHE, O.; SCHMIDT-HEBBEL, K. Does inflation targeting make a difference? **Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges**, pp. 22-169, 2002.

CORSETTI, G.; PESENTI, P. International dimensions of optimal monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, p. 281-305, 2005.

DE MELLO, L.; MOCCERO, D. **Consolidating macroeconomic adjustment in Brazil**. OECD Publishing, 2006.

DE MELLO, L.; MOCCERO, D. Monetary Policy and Inflation Expectations in Latin America: Long-Run Effects and Volatility Spillovers. **Journal of Money, Credit and Banking**, n. 41, p. 1671-1690, 2009.

DE MELLO, L.; MOCCERO, D. Monetary policy and macroeconomic stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico. **Journal of International Money and Finance**, n. 30, p. 229-245, 2011.

DEVEREUX, M. B. Monetary policy, exchange rate flexibility, and exchange rate pass-through. In: *Revisiting the case for flexible exchange rates*, Bank of Canada Ottawa pp. 47-82, , 2001.

DEVEREUX, M. B.; LANE, P. R.; XU, J. Exchange rates and monetary policy in emerging market economies. **The Economic Journal**, v. 116, p. 478-506, 2006.

DOOLRY, M.; HUTCHISON, M.; Transmission of the US subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling recoupling hypothesis. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, p. 1331-1349, 2009

EDWARDS, S. The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited. **Technical report**, National Bureau of Economic Research, 2006.

EDWARDS, S. The international transmission of interest rate shocks: The Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia. **Journal of International Money and Finance**, n. 29, p. 685-703, 2010.

EDWARDS, S. Monetary Policy Independence under Flexible Exchange Rates: An Illusion? **The World Economy**, 2015.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M.; RIGOBON, R. Stocks, bonds, money markets and exchange rates: measuring international financial transmission. **Journal of Applied Econometrics**, n. 26, p. 948-974, 2011.

EICHENGREEN, B.; GUPTA, P.; Tapering talk: the impact of expectations of reduced federal reserve security purchases on emerging markets. **World Bank Policy Research Working Paper**, 2014.

FIGUEIREDO, L. F.; FACHADA, P.; GOLDENSTEIN, S. Monetary policy in Brazil: remarks on the inflation targeting regime, public debt management and open market operations. **Central Bank of Brazil Working Papers**, 2002.

FRACASSO, A.; GENBERG, H.; WYPLOSZ, C. How do central banks write? An evaluation of inflation reports by inflation targeting central banks, **Geneva Reports on the World Economy**, Centre for Economic Policy Research (CEPR) and Norges Bank, 2003.

FRANKEL, J.; SCHMUKLER, S.L.; SERVEN, L. Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime. **Journal of International Money and Finance**, n. 23, p. 701-733, 2004.

FRENKEL, J.; RAZIN, A. The Mundell-Flemming Model: A Quarter Century Later, **Working Paper**, National Bureau of Economic Research, 1987.

GERTLER, M.; KARADI, P. Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. **American Economic Journal: Macroeconomics**, n. 7, p. 44-76, 2015.

GRAY, C. Responding to a monetary superpower: Investigating the behavioral spillovers of US monetary policy. **Atlantic Economic Journal**, , v. 41, p. 173-184, 2013.

HARBO, I. et al. Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 16, p. 388-399, 1998.

HO, C.; McCAULEY, R. N. Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies, **BIS Working Paper**, 2003.

HOFMANN, B.; BOGDANOVA, B. Taylor rules and monetary policy: A Global 'Great Deviation'? **BIS Quarterly Review September**, 2012.

ISSING, O. A new paradigm for monetary policy? **International Finance**, n. 16, p. 273-288, 2013.

JUSTINIANO, A.; PRESTON, B. Monetary policy and uncertainty in an empirical small open

economy model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 25, p. 93-128, 2010.

KAHN, G. A. Taylor rule deviations and financial imbalances. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**, n. 2, p. 63-99, 2010.

KEELE, L.; DE BOEF, S. Not just for cointegration: error correction models with stationary data. **Working Paper**, Nueled College y Oxford University, 2004.

KIM, S.J.; MOSHIRIAN, F.; WU, E. Dynamic stock market integration driven by the European Monetary Union: An empirical analysis. **Journal of Banking & Finance**, v. 29, p. 2475-2502, 2005.

KLEIN, M.W.; SHAMBAUGH, J.C. Rounding the corners of the policy trilemma: Sources of monetary policy autonomy. **Technical report**, National Bureau of Economic Research, 2013.

KOUTMOS, G.; BOOTH, G.G. Asymmetric volatility transmission in international stock markets. **Journal of international Money and Finance**, n. 14, p. 747-762, 1995.

KUTTNER, K. N.; POSEN, A.S. Does talk matter after all? Inflation targeting and central bank behavior. **Technical report**, CFS Working Paper, 1999.

KUMAR, S. et al.. Inflation targeting does not anchor inflation expectations: Evidence from rms in New Zealand. **Technical Report**, National Bureau of Economic Research, 2015.

LANGHAMMER, R.J.; SOUZA, L.V. Monetary policy and macroeconomic stabilization in Latin America, **Springer Science & Business Media**, 2007.

LEIDERMAN, M.L.; MAINO, M.R.; PARRADO, M.E. Inflation targeting in dollarized economies, **IMF Working Paper**, International Monetary Fund, 1996.

LOAYZA, N.; SCHMIDT-HEBBEL, K. Monetary policy functions and transmission mechanisms: an overview. **Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms**, p. 1-20, 2002.

MACKOWIAK, B. External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. **Journal of Monetary Economics**, n. 54, p. 2512-2520, 2007.

MATEUT, S.; BOUGHEAS, S.; MIZEN, P. Trade credit, bank lending and monetary policy transmission. **European Economic Review**, v. 50, p. 603-629, 2006.

MEHRA, Y.P. An error-correction model of the long-term bond rate. **Economic Quarterly**, FRB Richmond, n. 80, p. 49-68, 1994

MELOSI, L. Signaling effects of monetary policy. **Bank of Chicago Working Paper**, Federal

Reserve Bank of Chicago, 2013.

MENDONÇA, H. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied Economics**, v. 39, p. 2599-2615, 2007.

MENDONÇA, H. Dívida pública e estabilidade de preços no período pós-Real: explorando relações empíricas. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 34, p. 345-368, 2004.

MENDONÇA, H.; PIRES, M. C. C. Gradualism in monetary policy and fiscal equilibrium. **Journal of Economic Studies**, v. 37, p. 327-342, 2010.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, p. 1015-1040, 2003.

MISHKIN, F.S. **Monetary Policy Strategy**. 1. ed. Cambridge: MIT press, 2007.

MISHKIN, F.S. **The Science and Practice of Monetary Policy Today**. 1 ed. New York: Springer, 2010.

MISHKIN, F.S.; SAVASTANO, M. A. Monetary policy strategies for Latin America. **Journal of Development Economics**, n. 66, p. 415-444, 2001.

MIYAKOSHI, T. Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, n. 13, p. 383-399, 2003.

MOHANTY, M. S.; KLAU, M. **Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence**, 1 ed. New York: Springer, 2005

MONACELLI, T. Monetary Policy in a Low Pass-through Environment. **Journal of Money, Credit and Banking**, p. 1047-1066, 2005.

MOREIRA, R. R. Política monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: evidências empíricas a partir de Vetores Autorregressivos. **Perspectiva Econômica**, v. 9, n. 116, 2013.

NAKA, A.; TUFTE, D. Examining impulse response functions in cointegrated systems. **Applied Economics**, v. 29, p. 1593-1603, 1997.

NEUMEYER, P. A.; PERRI, F. Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, n. 52, p. 345-380, 2005.

NG, A. Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin. **Journal of International Money and Finance**, v. 19, p. 207-233, 2000.

- OBSTEFELD, M. International macroeconomics: beyond the Mundell-Fleming model. **Technical report**, NBER, 2001.
- PARRADO, E. Inflation targeting and exchange rate rules in an open economy, **IMF Working Paper**, v. 4, 2004.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, p. 289-326, 2001.
- PINTO, A. C. B.; VIEIRA, F. V. Câmbio exível e metas de inação em países selecionados da América Latina: análise de vetores auto-regressivos (VAR). **Ensaio FEE**, v. 29, 2008.
- RAMOS-FRANCIA, M.; TORRES, A. Reducing inflation through inflation targeting: the Mexican experience. **Monetary policy and macroeconomic Stabilization in Latin America**, p. 129, 2005.
- RAVN, M. O.; UHLIG, H. On adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the frequency of observations. **Review of Economics and Statistics**, 2002, 84, 371-376.
- REY, H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. **Jackson Hole Economic Symposium**, p 1-2, 2013.
- SAVVA, C. S.; OSBORN, D. R.; GILL, L. Spillovers and correlations between US and major European stock markets: the role of the euro. **Applied Financial Economics**, v. 19, p. 1595-1604, 2009.
- SHOUSHA, S. Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions, **JMP**, p 1-40, 2016.
- SOUSA, J.; ZAGHINI, A. Monetary policy shocks in the Euro Area and global liquidity spillovers. **International Journal of Finance & Economics**, n. 13, p. 205-218, 2008.
- SVENSSON, L.E. Inflation targeting: some extensions. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 101, p. 337-361, 1999.
- SVENSSON, L.E. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, p. 155-183, 2000.
- SVENSSON, L.E. Inflation targeting: should it be modeled as an instrument rule or a targeting rule?. **European Economic Review**, v. 46, p. 771-780, 2002.
- TAYLOR, J. B. International coordination in the design of macroeconomic policy rules. **Euro-**

pean Economic Review, v. 28, p. 53–81, 1985.

TAYLOR, J. B. Globalization and monetary policy: Missions impossible. In: TAYLOR, J. B. **International Dimensions of Monetary Policy**, p. 609-624, 2007.

TAYLOR, J. B. International monetary coordination and the great deviation. **Journal of Policy Modeling**, v. 35, p. 463-472, 2013.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, p. 225-250, 1995.

WOODFORD, M. The Case for Forecast Targeting as a Monetary Policy Strategy. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 3, 2007.

Apêndice A - Testes de Robustez

Tabela 43: Robustez: Equação em nível entre a meta Selic, o Fed Funds rate, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Defasagens	Selic	Fed Funds	Inflação	Produto	EMBI	IPCA Acum	Petróleo	Real/Dólar	Soja
Lag 1	1,11***	0,46***	0,04	0,1**	0,0005*	0,005	0,001	0,01	0,04
Lag 2	-0,28**	-	0,77***	-0,007				Super. Prim	T. Notes
Lag 3	-	-	-1,15***	0,05			Lag 1	-0,72***	0,0004
Lag 4	-	-	1,13***	0,07					
Lag 5	-	-	-0,67***	Testes	LM-Arch	DW	LM-Autocorrel	R-quad	BIC
Lag 6	-	-	0,34***	P-valor	0,54	1,9	0,43	0,83	126

*, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

Tabela 44: Robustez: Correção de erro entre a meta Selic, o Fed Funds rate, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Curto Prazo	Selic	Fed Funds	Inflação	Produto	EMBI	IPCA Acum	Petróleo	Real/Dólar	Soja
Lag 1	0,28**	-	-0,43***	0,12**	0,0005*	0,005**	0,001	0,011	0,04
Lag 2	-	-	0,34**	-0,13**				Super. Prim	T Notes
Lag 3	-	-	-0,80***	-0,07			Lag 1	-0,72*	0,0004
Lag 4	-	-	0,33**	-	Equação de	Ajuste	Fed Funds	Inflação	Produto
Lag 5	-	-	-0,34***	-	Longo prazo	-0,16***	2,78***	2,83***	1,37**

*, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

Tabela 45: Robustez: Equação em nível entre o hiato da expectativa de inflação, o Fed Funds rate e a meta Selic entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Defasagens	Inflação	Fed Funds	Selic	EMBI	Ibovespa	IPCA Acum	Petróleo	Produto	Real/Dólar
Lag 1	0,72***	-0,17**	0,17*	-0,003***	-0,000	0,03	0,009	0,05**	0,018***
Lag 2	-	-	-0,13	-	-	-	-	-	-
Lag 3	-	-	-0,1	Testes	LM-Arch	DW	LM-Autocorrel	R-quad	BIC
Lag 4	-	-	0,15*	P-valor	0,17	0,31	0,31	0,79	106

*, ** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

Tabela 46: Robustez: Modelo ARDL de correção de erro entre o hiato da expectativa de inflação, o Fed Funds rate e a meta Selic entre dezembro de 2001 e dezembro de 2007.

Curto Prazo	Inflação	Fed Funds	Selic	EMBI	Ibovespa	IPCA Acum	Petróleo	Produto	Real/Dólar
Lag 1	0,3***	-	0,13	-0,003***	-0,0001	0,03	0,009	0,05**	0,018***
Lag 2	-	-	0,001	-	-	-	-	-	-
Lag 3	-	-	-0,1			Equação de	Ajuste	Fed Funds	Selic
Lag 4	-	-	-0,15*			Longo prazo	-0,58***	-0,29***	0,06*

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Obs: Também foi incluída uma dummy para o período entre setembro de 2002 e março de 2003.

Tabela 47: Robustez: Equação em Nível entre a Meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015.

Defasagens	Selic	Inflação	Produto	Dívida Bruta	EMBI	Ibovespa	IPCA Acum	Petróleo	Real/Dólar
Lag 1	0,5***	-0,18	0,06***	-0,041**	0,009***	0,00003**	0,016	-0,14***	-0,007
Lag 2	0,27**	-0,62**	0,03					Soja	T. Notes
Lag 3	-	1,03***	0,01				Lag 1	0,024*	0,27***
Lag 4	-	0,29	0,042**						
Lag 5	-	-0,48	0,03	Testes	LM-Arch	DW	LM-Autocorrel	R-quad	BIC
Lag 6	-	0,57**	-	P-valor	0,8	2,23	0,64	0,78	34,39

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 48: Robustez: Modelo ARDL de correção de erro entre a meta Selic, o hiato da expectativa de inflação e o hiato do produto entre janeiro de 2010 e janeiro de 2015.

Curto Prazo	Selic	Inflação	Produto	Dívida Bruta	EMBI	Ibovespa	IPCA Acum	Petróleo
Lag 1	-0,26**	-0,79***	-0,118***	-0,04**	0,009***	0,000003**	0,016	-0,01***
Lag 2	-	-1,42***	-0,08***				Real/Dólar	Soja
Lag 3	-	-0,38	-0,07***			Lag 1	-0,007	0,02**
Lag 4	-	-0,09	-0,03			Equação de	Ajuste	Inflação
Lag 5	-	-0,57**	-			Longo prazo	-0,22***	2,67***

*,** e *** denotam significância estatística à 10, 5% e 1%, respectivamente.

4 IMPACTOS DAS QUEBRAS DE SAFRA DE SOJA NO RS E NO BRASIL

Resumo: Este trabalho utilizou as Matrizes de Insumo Produto do Rio Grande do Sul e do Brasil para estimar os impactos das quebras de safra de soja que ocorreram no Rio Grande do Sul em 2004, 2005 e 2012. A partir das MIPs compatibilizadas em 37 setores, o consumo das famílias foi endogeneizado. Então o estudo procedeu à comparação entre os geradores e multiplicadores do Tipo I e II do emprego, impostos líquidos, produto, renda e valor adicionado. Em um segundo momento, foram calculados os índices de ligação de Hirschmann-Rasmussen e os índices de ligação puros (GHS), identificando os setores-chaves das economias, e feita uma análise estrutural das economias através do método de matriz de intensidade. Por último, os novos geradores e multiplicadores foram utilizados para estimar os impactos das quebras de safra da soja. Os resultados indicam que as maiores perdas para a economia gaúcha, decorrentes de uma queda nas exportações de soja alcançaram R\$ 8,9 Bilhões em 2005, além de uma redução de 232,2 Mil postos de trabalho e uma queda na arrecadação de tributos de R\$ 801,7 Milhões no ano. Para o Brasil, as perdas são ainda maiores, alcançando R\$ 12,5 Bilhões em 2005 em redução na produção, uma perda de R\$ 3,3 Bilhões em renda e R\$ 1,07 Bilhão em menor arrecadação de tributos líquidos.

Palavras-chave: Matriz Insumo Produto. Rio Grande do Sul. Brasil. Exportações. Seca. Soja.
Classificação JEL: C67, R11, R13, R15

Abstract: This study uses the Input-Output Matrices for Rio Grande do Sul and Brazil to estimate the impacts of soy crop failures that occurred in Rio Grande do Sul in 2004, 2005 and 2012. From the MIPs compatibilized in 37 sectors, we proceeded to endogenize the household sector. Afterwards we proceeded to compare the generators and multipliers type I and II of employment, net taxes, product, income, and added value. In a second moment, we calculate the sectoral linkages index of Hirschmann-Rasmussen and pure linkages index (GHS), identifying the key sectors of both economies, and made a structural analysis of the economies through the multiplier product matrix method. Finally, the new generators and multipliers were used to estimate the impacts of the soybean crop failures. The results indicate that the greatest losses to the state's economy, due to a reduction in soybean exports, reached R\$ 8,9 Billions in 2005, and a reduction of 323,2 thousand jobs as well as a drop in net tax revenues of R\$ 801,7 Millions. For Brazil, the losses are even greater, reaching R\$ 12,5 Billions in 2005 reduced production, a loss of R\$ 3,3 Billions in income and R\$ 1,07 Billion in lower net tax revenues.

Palavras-chave: Input-Output Matrix. Rio Grande do Sul. Brazil. Exports. Crop Failure. Soybean.
JEL classification: C67, R11, R13, R15

4.1 Introdução

A capacidade de se compreender a dinâmica da estrutura econômica, suas modificações ao longo do tempo e as inter-relações entre os setores existentes é imprescindível quando se trabalha em Economia. Uma das ferramentas que contribuem para tal entendimento consiste na Matriz Insumo-Produto (MIP), a qual apresenta todas as relações de produção existentes entre os setores de uma economia, consistindo em uma representação matricial das interligações setoriais existentes na mesma, e elucida como o produto de um setor depende dos insumos de outros setores. Essa representação matricial permite medir o impacto que uma mudança exógena na demanda por produtos de um setor causa em todos os outros⁴³.

As MIPs dependem da existência de um setor exógeno, desconectado dos setores produtivos, pois a demanda final por produtos se origina nele. Este setor exógeno, via de regra, é constituído pelo consumo das famílias, pelos gastos do governo, pelo investimento bruto privado e pelas exportações líquidas. Para o caso específico do consumo das famílias, sua categorização como exógena é pouco usual na literatura de teoria econômica. Isto porque as famílias obtêm parte de sua renda a partir de pagamentos pelo trabalho executado durante o processo produtivo. Além disso, mudanças no total da produção de um dado setor requerem mais insumos de trabalho neste, o que ocasiona um aumento na renda das famílias deste setor de modo direto, e no consumo das famílias como um todo de modo indireto.

Em assim sendo, um dos objetivos deste trabalho consiste em estimar as MIPs fechadas para o Rio Grande do Sul e para o Brasil a fim de incluir nas interligações setoriais os efeitos advindos da renda das famílias. Em outras palavras, objetiva-se incluir as famílias como um setor com coeficientes técnicos inter-relacionados dentro da matriz de Leontief. Além disso, calculam-se os geradores e os multiplicadores de cinco variáveis (a saber: emprego, renda, tributos líquidos arrecadados, valor adicionado e produto) e comparam-se os mesmos com os geradores anteriores. Também são calculados os índices de Hirschmann-Rasmussen (HR) e os índices puros de ligação (GHS) com o intuito de identificar os setores-chave das economias do Rio Grande do Sul e do Brasil. Para tanto foram utilizadas duas MIPs: A MIP do Rio Grande do Sul, (FEE, 2014; SÁ, 2014), referente ao ano de 2008, com 37 setores e 65 produtos; e a MIP do Brasil que utiliza a metodologia de Guilhoto e Sesso Filho (2010), com o ano base em 2008, 56 setores e 110 produtos⁴⁴. A MIP do Brasil foi compatibilizada com a gaúcha em 37 setores, a fim de possibilitar a comparação estrutural das economias. Além disso, foi feita uma comparação entre as matrizes

43 A análise econômica utilizando o sistema de MIP foi elaborada por Wassily Leontief na década de 30 em Leontief (1936) e, em seu sistema mais simples, consiste em um sistema de equações lineares que descreve a distribuição da produção de cada setor na economia. Para maiores detalhes acerca da teoria e fundamentos da MIP, ver Guilhoto (2011). Para uma visão histórica da mesma, ver Kurz e Salvadori (2000) e para o uso em um contexto de teoria de desenvolvimento econômico, ver Haddad et al. (2014).

44 A matriz brasileira abrange os mesmos setores que a matriz gaúcha, contudo, com uma abertura maior.

compatibilizadas utilizando o método de matriz de intensidade proposto por Sonis et al (1997) e Sonis e Hewings (1999).

Em seguida, foram estimados os impactos das quebras de safra da soja no Rio Grande do Sul nos anos que ocorreram as maiores perdas tanto de valor quanto de volume na produção da oleaginosa (2004, 2005 e 2012). Alguns estudos sugerem que o Rio Grande do Sul é mais dependente da agropecuária do que o Brasil⁴⁵ e que choques de oferta e de demanda agrícolas, além das oscilações nos preços internacionais, afetam o estado gaúcho de modo relevante. Contudo, as estimativas de impactos econômicos são poucas, dificilmente extrapolam o impacto direto e raramente investigam as consequências da queda na produção. O presente trabalho visa contribuir para a literatura nesse sentido.

Os resultados indicam que os geradores e multiplicadores do Rio Grande do Sul e do Brasil aumentam consideravelmente após a inclusão do efeito induzido, para todas as variáveis analisadas. Já em termos de encadeamento, os resultados mostram que os setores chaves na economia em termos de encadeamento para frente e para trás para o RS e o Brasil, pertencem, principalmente à indústria de transformação, em especial o setor metal-mecânico e aos serviços. Já os impactos das quebras de safra para o RS, decorrentes de uma queda nas exportações de soja alcançaram R\$ 8,9 Bilhões em 2005, além de uma redução de 232,2 Mil postos de trabalho, uma renda R\$ 1,58 Bilhão menor e uma queda na arrecadação de tributos de R\$ 801,7 Milhões no ano. Para o Brasil, as perdas são ainda maiores, alcançando R\$ 12,5 Bilhões em 2005 em redução na produção, uma perda de R\$ 3,3 Bilhões em renda e R\$ 1,07 Bilhão em menor arrecadação de tributos líquidos.

Em relação à estrutura deste artigo, o mesmo abrange, além desta introdução, mais quatro seções. A seção 2 apresenta uma breve revisão de trabalhos que utilizaram da técnica de insumo-produto, além de discorrer acerca da importância da soja para a economia nacional e gaúcha e da dependência da produção agrícola às condições climáticas. A seção 3 explicita a metodologia empregada para a endogenização do consumo das famílias, para a estimação dos multiplicadores e geradores escolhidos, dos índices de ligação de HR, GHS, Matriz de intensidade e para a mensuração dos impactos das quebras de safra. A seção 4 expõe os resultados dos geradores, multiplicadores, índices de ligação, matriz de intensidade e os impactos das quebras de safra. Por fim, a última seção apresenta considerações finais a partir dos resultados encontrados.

4.2 Revisão Bibliográfica

A utilização da MIP já é bastante difundida na literatura econômica e apresenta diversas aplicações aos problemas enfrentados pela sociedade, sejam eles econômicos, sociais ou ambientais. Além disso, tal uso da MIP se remete a diferentes níveis de análise, desde o nível internacional até o local.

45 A participação da agropecuária no Valor Adicionado Bruto gaúcho em 2012 foi de 8,44% (fonte: FEE), superior à participação de 4,46% no PIB brasileiro (fonte: IBGE). Já as exportações da agropecuária representaram 24,24% das exportações totais gaúchas em 2014 e 15,91% das brasileiras (fonte: Secex/MDIC).

. Nesse tocante, em relação aos trabalhos realizados recentemente em âmbito global pode-se mencionar as MIPs mundiais disponíveis na World Input Output Database (WIOD) elaboradas por Dietzenbacher et al. (2013); Lenzen et al. (2013) construíram EORA, uma matriz global multiregional e OECD (2012), que construíram uma MIP regionalizando partes do mundo; e BLS (2013), que construiu uma MIP para países desenvolvidos.

Metodologicamente, no que se refere a trabalhos nacionais, pode-se citar os estudos de Guilhoto et al. (1994), que apresentam as interpretações econômicas de diferentes tipos de índices de ligação utilizando as MIP Brasileiras entre 1959 e 1980; Guilhoto e Sesso Filho (2005), que mostram como estimar a MIP a partir de dados preliminares das contas nacionais brasileiras e os utiliza para construir as MIP do Brasil para os anos de 1994 e 1996; e Martinez (2014), que utiliza o algoritmo RAWs para reestimar as tabelas auxiliares aos impostos e margens com mínima perda de informação.

Já em relação aos estudos que focam na análise de alguns estados brasileiros para criar uma MIP pode-se citar alguns exemplos. Guilhoto et al. (2010) construíram a MIP com o ano de referência em 2004 para todos os estados do Nordeste e para o resto do Brasil; Palermo et al. (2010) criaram a MIP interregional para o Rio Grande do Sul e o resto do Brasil para o ano de 2003. Também já foram construídas MIP para alguns estados em específico, como para Minas Gerais (RIBEIRTO et al, 2013), Mato Grosso (FIGUEIREDO et al, 2014) e Paraná (KALLUF; KURESKI, 2015). Além disso, Porsse (2014) calculou a MIP inter-regional do Paraná a fim de avaliar os gargalos setoriais para o ano de 2008, e Perobelli et al. (2010) utilizaram uma matriz interregional a fim de estimar a interdependência dos estados brasileiros.

A MIP ainda pode ser usada para análises de setores específicos. No caso brasileiro, ressaltam-se os trabalhos que analisaram o setor de serviços (PEREIRA et al, 2013), o setor energético (FIRME E PEROBELLI, 2012), o setor de turismo (TAKASAGO et al, 2010; CASIMIRO FILHO; GUILHOTO, 2003), bem como estudos que calcularam os coeficientes de requerimento dos modais de transporte para os setores exportadores (JUNIOR et al, 2008). Também foi feito um estudo que utilizou a MIP do nordeste para o ano de 2004 a fim de verificar os impactos na distribuição de renda e desigualdade de choques em diferentes setores (TAVARES; ARAÚJO JÚNIOR, 2014).

Podem ser citados diversos estudos que se utilizaram da abordagem da MIP para a temática do agronegócio no Brasil. Peixoto et al. (2013) analisaram o agronegócio gaúcho e Costa et al. (2013) e Montoya et al. (2014) o agronegócio brasileiro; Sesso Filho et al. (2011) estimaram a dimensão do agronegócio do Sul do país; de Moraes Moreira et al. (2014) avaliaram as interrelações entre o setor sucroalcooleiro com o resto da economia brasileira; Martínez et al. (2013) e Costa et al. (2014) mediram os impactos do aumento da produção e demanda por etanol; Fochezatto e Grandó (2011) estimaram o impacto das estiagens no PIB do Rio Grande do Sul; Guilhoto et al. (2014) avaliaram a contribuição da agricultura familiar para o PIB do Nordeste; Costa and Guilhoto (2012) mediram os impactos da agricultura de precisão sobre o PIB brasileiro; e Bliska et al. (2011) analisaram o setor cafeeiro do Brasil e os seus impactos na geração de empregos e produto

em sete Unidades da Federação.

4.2.1 Relevância e Histórico da Soja para o Brasil e o Rio Grande do Sul

A soja é a principal oleaginosa produzida e consumida no mundo, a qual, ao ser triturada, resulta em farelo (destinado, sobretudo, ao consumo animal) e óleo (que se destina especialmente ao consumo humano e biodiesel). Tal grão é um produto agrícola de curto canal de comercialização e exportação. O período de plantio na região Sul inicia-se em setembro e estende-se até janeiro e o período de colheita ocorre entre janeiro e maio. No que tange à colheita, de acordo com o Censo Agropecuário de 2006, 12% do valor da produção da soja advém do primeiro trimestre, 87% do segundo trimestre e 1% do quarto.

O complexo da soja compreende desde a produção do grão voltada para a exportação até a transformação do grão em farelo ou óleo para a exportação ou para o consumo interno. Em se tratando das grandes culturas produtoras de grãos, a soja foi a que mais cresceu em termos percentuais nas últimas décadas, tanto no Brasil quanto em nível mundial. A partir da década de 1970 a produção da soja passou a ter grande relevância para o agronegócio brasileiro, com aumento das áreas cultivadas e incrementos da produtividade pela utilização de novas tecnologias⁴⁶.

Para Brum et al. (2005), a produção da soja foi um dos principais responsáveis pela introdução do conceito de agronegócio no país, não apenas pelo volume físico e financeiro envolvido, mas, também, pela necessidade da visão empresarial de administração da atividade por parte dos produtores, fornecedores de insumos, processadores da matéria-prima e negociantes, de forma a manter e ampliar as vantagens competitivas da produção.

Atualmente, o Brasil é o segundo maior produtor mundial de soja, atrás apenas dos Estados Unidos⁴⁷ – mas com perspectivas reais de se tornar ainda esta década no maior produtor e exportador de soja. No que se refere aos estados brasileiros, o Rio Grande do Sul é o terceiro maior produtor, atrás de Mato Grosso e Paraná.⁴⁸ Já em relação à estrutura das exportações do setor agropecuário, a soja, em 2014, representou 88% do valor exportado por este setor no Rio Grande do Sul, 83,3% em 2013, e 73% em 2012.⁴⁹

A sojicultura é de fundamental importância, seja por questões econômicas, sociais ou espaciais, para o entendimento da realidade e do processo de desenvolvimento do Rio Grande do Sul, podendo ser confundida com o próprio processo de modernização da agricultura brasileira. A região Noroeste do Estado foi a pioneira no cultivo da soja no Brasil. Segundo Embrapa (2003), o primeiro cultivo de soja no país data de 1914 no município de Santa Rosa, sendo a partir dos anos 40 que o produto adquiriu alguma importância econômica, merecendo o primeiro registro

46 Fonte: Conab

47 FONTE: Foreign Agricultural Service/United States Department of Agriculture.

48 De 1990 a 2013, ou seja, em 24 anos analisados, o RS foi o terceiro maior produtor de soja do Brasil em 16 anos, sempre atrás de Mato Grosso e Paraná, sendo líder brasileiro na primeira metade da década de 1990 (com exceção do ano de 1991). Em relação aos anos de quebra de safra estudados neste artigo, o estado gaúcho ficou na sexta posição em 2005 e na quarta em 2012. Fonte: IBGE - Produção Agrícola Municipal.

49 Fonte: FEE

estatístico nacional no Anuário Agrícola do RS em 1941. Também em 1941 instalou-se em Santa Rosa a primeira indústria processadora de soja do país e, oito anos depois, o Brasil figurou pela primeira vez como produtor de soja nas estatísticas internacionais (25 mil toneladas).

Contudo, é a partir da década de 1960 que a soja se estabeleceu como cultura economicamente importante para o Brasil (produção de trigo no inverno e soja no verão). Mesmo com o significativo crescimento da produção no decorrer dos anos 60, foi na década de 1970 que a soja se consolidou como a principal cultura do agronegócio brasileiro (EMBRAPA, 2003). A partir da década de 1970 – a qual representa o período de expansão da soja no Rio Grande do Sul e no país, passando de 1,5 milhões de toneladas em 1970 para mais de 15 milhões de toneladas em 1979 – o intenso crescimento da produção gaúcha de soja provocou mudanças estruturais na agricultura brasileira.

O Rio Grande do Sul foi o Estado pioneiro em reunir as condições que contribuíram para que a soja se estabelecesse como uma importante cultura do país, podendo-se destacar: (i) semelhança do ecossistema do Sul do Brasil com aquela predominante no sul dos EUA, o que facilitou a transferência e adoção de cultivares e outras tecnologias de produção; (ii) facilidades creditícias através da concessão de empréstimos subsidiados, os quais proporcionaram maior rentabilidade financeira à cultura da soja, o que possibilitou a adoção de tecnologias mais eficientes; (iii) contexto internacional favorável à soja e derivados na década de 1970; (iv) incentivos fiscais aos produtores de trigo entre os anos 50 e 70 para o cultivo da soja no verão com a mesma maquinaria; (v) melhorias nas estradas, portos e comunicações; (vi) estabelecimento de um sistema cooperativista dinâmico e eficiente; (vii) substituição das gorduras animais por óleos vegetais; (viii) calagem e fertilização dos solos ácidos e inférteis em meados dos anos 60 pela “Operação Tatu”, (iv) invenção e disponibilização de sementes mais resistentes às condições climáticas e pragas (EMBRAPA, 2003).

Segundo Embrapa (2003), a combinação das lavouras de soja e de trigo no referido período, bem como a posterior produção de soja impulsionada pela forte demanda internacional e por preços atrativos, foram os fatores responsáveis por acelerar a mecanização das lavouras, por modernizar o sistema de transporte, por expandir a fronteira agrícola, por profissionalizar e incrementar o comércio internacional, por modificar e enriquecer a dieta alimentar de grande parte dos brasileiros, por acelerar a urbanização em diversas regiões do país, por interiorizar a população brasileira (excessivamente concentrada no Sul, Sudeste e litoral do Nordeste). Além disso, por impulsionar e descentralizar as agroindústrias, viabilizar e expandir cooperativas e fomentar a expansão e modernização em outras atividades agropecuárias, como milho, suínos, aves e leite.

4.2.2 Dependência da Produção Agrícola às Condições Climáticas

Assim como ressaltado em Fochezatto e Grandó (2011), embora a taxa média de crescimento da economia gaúcha nos anos analisados, entre 1986 e 2008, tenha sido próxima à da economia brasileira (2,5% para o RS e 2,7% para o Brasil), o crescimento do PIB do Rio Grande

Tabela 49: Taxas de crescimento do VAB da agropecuária gaúcha, do PIB gaúcho e do PIB nacional no período 1986-2013

Taxas de Crescimento (%)							
Anos	VAB Agropecuária RS	PIB do RS	PIB BR	Anos	VAB Agropecuária RS	PIB do RS	PIB BR
1986	-10,3	4,7	7,5	2000	-3,7	4,3	4,3
1987	15,2	4,1	3,5	2001	13,1	2	1,3
1988	-4,4	-1,2	-0,1	2002	-3,5	1,7	2,7
1989	5	3,4	3,2	2003	16,4	1,6	1,1
1990	-9,2	-6,6	-4,3	2004	-10,6	3,3	5,7
1991	-15,3	-2,2	1	2005	-17,4	-2,8	3,2
1992	31,6	8,3	-0,5	2006	50,1	4,7	4
1993	5,4	10,8	4,7	2007	12,7	6,5	6,1
1994	-3,2	5,2	5,3	2008	-5,4	2,7	5,2
1995	1,7	-5	4,4	2009	2,9	-0,4	-0,3
1996	-5,8	-0,2	2,2	2010	7,9	6,7	7,5
1997	4,6	5,9	3,4	2011	18,7	5,1	2,7
1998	2,2	-0,9	0	2012	-28,1	-1,5	1
1999	9,6	1,4	0,3	2013	40,1	6,7	2,5

Fonte dos dados Brutos: FEE (2015) e IBGE (2015)

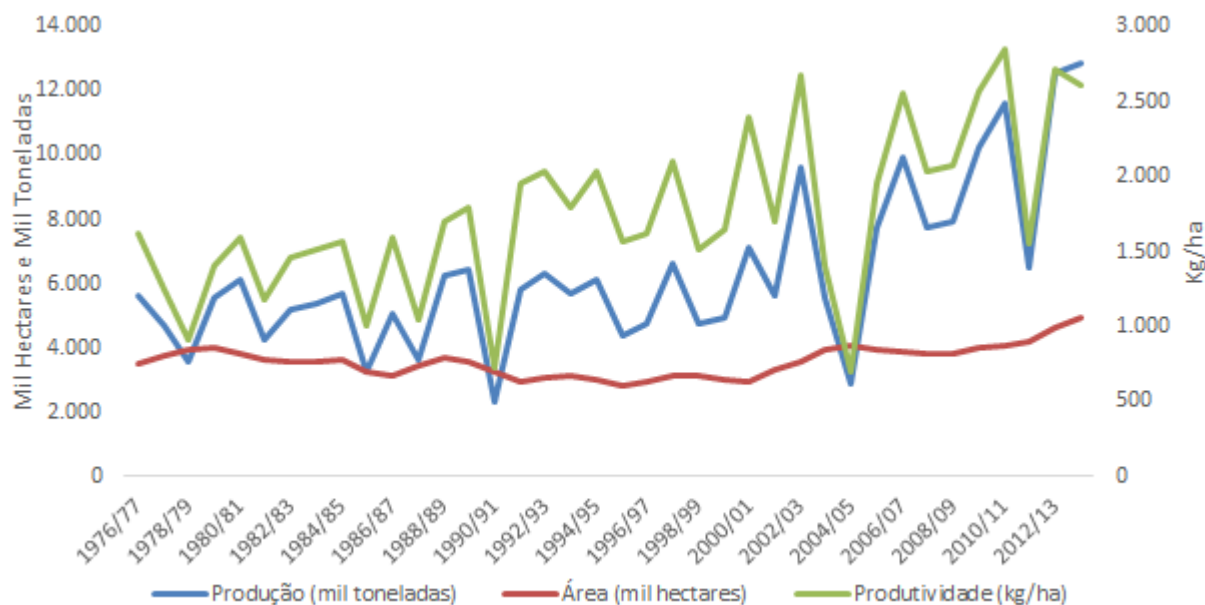
do Sul mostrou oscilações mais fortes que o brasileiro. Os dados da tabela 49 mostram ainda que nos 28 anos analisados, em 21 anos vigorou a máxima já apontada por Fochezatto e Grando (2011), e Lazzari (2012) de que quando o produto da agropecuária gaúcha cresce acima da taxa do PIB gaúcho, o PIB do Estado cresce acima do PIB brasileiro, e, quando ocorre o contrário, o PIB do RS expande-se menos que o nacional. Em outras palavras, quando o valor adicionado bruto da agropecuária gaúcha cresceu mais/menos que o PIB gaúcho, este cresceu mais/menos que o PIB brasileiro. Dessa forma, conforme indica Lazzari (2012), oscilações na trajetória da agricultura – já que as taxas de crescimento da pecuária são mais estáveis – acabam por determinar as oscilações do PIB estadual em torno da média nacional, ressaltando a relevância do setor agrícola para a economia do Rio Grande do Sul.

Em suma, economias como a do Rio Grande do Sul – com maior participação e mais voltadas à produção agrícola e sua comercialização – estão mais propensas a enfrentarem choques de oferta provenientes de possíveis estiagens. E dependendo da magnitude dessas, a economia como um todo pode ser afetada.

Como visto na tabela 49, a agricultura gaúcha está intrinsecamente atrelada aos outros setores econômicos, na medida em que uma mudança na sua produção transmite efeitos para a cadeia produtiva e para o conjunto da economia. Além disso, vale ressaltar que a participação da agropecuária no PIB é bem maior no Rio Grande do Sul do que no Brasil.

Segundo, o Estado precursor da cultura da soja no país apresenta grandes variações de produção e produtividade em razão das flutuações climáticas prejudiciais à cultura, que acabam por

Figura 4.1: Produção, área plantada e produtividade da soja no Rio Grande do Sul das safras 1976/77 a 2013/14



Fonte: CONAB (2015).

Nota: O eixo vertical da direita refere-se à Produtividade medida em kg/ha.
O eixo vertical da esquerda refere-se à mil toneladas e mil hectares

resultar em frustrações de safra. A figura 4.1 ilustra o comportamento oscilante da produção e da produtividade, bem como da área plantada desde a safra de 1976/77 até a de 2013/14. Por esse motivo, mesmo com a elevação da produtividade da cultura da soja no Rio Grande do Sul ao longo do período analisado, a mesma é uma das mais baixas entre os Estados produtores da oleaginosa. Nesse tocante, Lazzari (2012) identifica que, de modo geral, os desempenhos da indústria e dos serviços do Rio Grande do Sul tendem a acompanhar mais de perto os respectivos desempenhos no âmbito nacional, ao passo que a agricultura gaúcha, por outro lado, possui dinâmica mais própria, dado o efeito que o clima tem sobre sua produção. Isso porque, periodicamente, problemas climáticos afetam, sobretudo, as lavouras de verão (as quais apresentam grande proporção no total plantado no Estado⁵⁰), aumentando a volatilidade da produção gaúcha de grãos.

Em relação à recorrência de fatores naturais adversos no Rio Grande do Sul, Trennepohl e Paiva (2011) ressaltam que o primeiro tropeço da soja ocorreu em 1978 e 1979, quando duas estiagens seguidas reduziram a colheita e colocaram os sojicultores em dificuldades. Benetti (2010) identifica que entre 1986 e 1996 registraram-se seis anos quase seguidos de taxas de crescimento negativas da produção de grãos, a maioria associada a fatores climáticos adversos. Já de 2001 a 2011, de acordo com Lazzari (2012), houve quatro quedas de produção no Setor Primário, todas elas explicadas por estiagens mais, ou menos, intensas (a mais intensa ocorrida em 2005). Também

50 A soja representou na média do período 1990-2013 algo em torno de 30,2% do total do valor da produção das lavouras temporárias do Rio Grande do Sul e de 47,0% da área colhida. Os dados relativos ao ano de 2013 são da ordem 43,2% e 55,3%, respectivamente, ratificando a grande relevância da soja para o Setor Primário do Estado.

em 2012 ocorreu uma redução bastante acentuada na produção de soja no estado gaúcho, também em consequência de estiagem. Em assim sendo, a existência de fortes oscilações na produção de soja no Estado são explicadas fundamentalmente pela ocorrência de períodos de estiagem que provocam significativas frustrações de safras (sendo que as mais intensas ocorreram nos anos de 1991, 2005 e 2012).

O estudo de Fochezatto e Grando (2011), a partir do uso da matriz de insumo-produto, conclui que a incidência de estiagem é um fator fundamental na definição do desempenho da economia do Rio Grande do Sul. O problema da ocorrência de estiagens no Estado ganha proporção e relevância porque a produção de lavouras de verão (soja, fumo, milho e feijão) acaba sendo fortemente prejudicada pelo fato de tais culturas serem sensíveis à estiagem, ao passo que o desenvolvimento dessas culturas coincide com o período do ano em que as estiagens são mais frequentes (de novembro a março). E tendo tais culturas grande representatividade no conjunto do setor agrícola, a incidência de estiagens acaba por acarretar uma grande variabilidade na produção agregada deste setor (FOCHEZATTO; GRANDO, 2011).

Ainda segundo os autores, a instabilidade na produção agropecuária acaba repercutindo no conjunto da economia estadual pela forte capilaridade do setor na matriz produtiva do Estado. Sendo assim, quando a agropecuária apresenta um bom desempenho, outros setores são indiretamente beneficiados, além de injetar renda externa no sistema econômico regional por conta de superávits persistentes em sua balança comercial.

Fochezatto e Grando (2011) também elencam algumas razões de o comportamento irregular da produção agropecuária influenciar o desempenho conjunto da economia estadual: (i) a agropecuária é o elo entre os segmentos do complexo agroindustrial, o qual inclui as indústrias a montante (que fornecem insumos e bens de capital para a própria atividade agropecuária), as indústrias a jusante (que processam e industrializam seus produtos) e uma série de outras atividades (transporte, armazenagem e comércio); (ii) a agropecuária gaúcha apresenta saldos comerciais superavitários tanto nas transações interestaduais quanto nas internacionais; (iii) o valor do excedente da balança comercial é distribuído espacialmente (tal como a produção agropecuária), o qual acaba impulsionando outras atividades econômicas destinadas a suprir os mercados locais (como os casos da construção civil, comércio e outros serviços); e (iv) a agropecuária é a principal atividade geradora de grande parte dos pequenos e médios municípios, ao passo que uma fração dessa renda tende a ser usada nos próprios municípios, estimulando as atividades produtoras para o mercado local, formando um círculo virtuoso rural-urbano nessas localidades.

4.3 Metodologia

A seção 3 explicita a metodologia empregada para a endogenização do consumo das famílias, para a estimação dos multiplicadores e geradores escolhidos, dos índices de ligação de HR, dos índices puros de ligação (GHS), da matriz de intensidade dos multiplicadores e para a mensuração dos impactos das quebras de safra.

4.3.1 Consumo das Famílias

Supondo que a economia pode ser dividida em n setores como explicitado em Miller e Blair (2009) e Guilhoto (2011). Denota-se por x_i a produção total do setor i e por f_i a demanda final por produtos do setor i . Além disso, denotamos como z_{ij} as transações do setor i para o setor j . A demanda do setor j por insumos de outros setores durante um dado período é relacionado com a quantidade de bens produzidos pelo setor j durante o mesmo período. Os salários e rendimentos recebidos pelos trabalhadores dos n setores são incluídos na linha $n + 1$ e os gastos das famílias preenchem a coluna, sendo necessário, então, reestimar a matriz inversa de Leontief. Assim, chega-se na matriz inversa de Leontief fechada. Pode-se escrever uma equação que relaciona como a produção do setor i é distribuída através das vendas para os outros setores e para a demanda final, para cada um dos setores, desde $n = 1$ até n :

$$\begin{aligned}x_1 &= z_{11} + \dots + z_{1j} + \dots + z_{1n} + f_1 \\x_i &= z_{i1} + \dots + z_{ij} + \dots + z_{in} + f_i \\x_n &= z_{n1} + \dots + z_{nj} + \dots + z_{nn} + f_n\end{aligned}$$

Os termos z_{ij} representam as vendas interindústrias, para consumo intermediário, do setor i para todos os setores j , inclusive para si mesmo. Em notação matricial,

$$\mathbf{x} = \mathbf{Z}\mathbf{i} + \mathbf{f} \quad (4.1)$$

Onde \mathbf{x} e \mathbf{f} representam vetores, respectivamente de produção dos setores e da demanda final e \mathbf{Z} a matriz de coeficientes de vendas interindústria. Ao adicionarmos o consumo das famílias, a i -ésima equação se torna:

$$x_i = z_{i1} + \dots + z_{ij} + \dots + z_{in} + z_{i,n+1} + f_i^* \quad (4.2)$$

Com f_i^* representando a demanda final pela produção do setor i , excluindo o consumo das famílias, que agora é captado por $z_{i,n+1}$. Além dessa adição de mais uma setor na coluna, surge uma nova equação, representando a produção total do setor de consumo das famílias, definida como sendo o valor total obtido através da venda dos serviços da mão-de-obra para diversos outros setores. Logo,

$$x_{n+1} = z_{n+1,1} + \dots + z_{n+1,j} + \dots + z_{n+1,n} + z_{n+1,n+1} \quad (4.3)$$

Os coeficientes dos insumos do setor das famílias são obtidos da mesma maneira que todos os outros coeficientes de insumo produto na tabela. O valor das compras do setor j , em um dado período, dividido pelo valor da produção total do setor j , x_j , fornece o valor do trabalho executado pelas famílias ponderado pelo valor da produção do setor j , conforme; $a_{n+1,j} = z_{n+1,j}/x_j$. O

rendimento das famílias obtido a partir da soma dos Salários com o Excedente Misto Bruto (EMB) é inferior ao consumo das famílias medido pela Tabela de Usos. Essa diferença, a fim de medir corretamente qual o rendimento das famílias, é incluída no rendimento das famílias do setor j , ponderada pela participação do Excedente Operacional Bruto (EOB) do setor j no EOB total da economia, conforme

$$Remunerações_j = Salários_j + EMB_j + \sum_{j=1}^n Diferença \left(\frac{EOB_j}{\sum_{j=1}^n EOB} \right) \quad (4.4)$$

Para os elementos dos gastos do setor das famílias, o valor das vendas do setor i para as famílias em um dado período, denotado $z_{i,n+1}$, é dividido pelo total da produção das famílias, medida pela renda total gerada pelo setor das famílias, x_{n+1} . Os gastos do setor das famílias é dado pela Tabela de Usos disponibilizadas pelo NEREUS para o Brasil e pela FEE para o RS, ambos em 2008. Assim, os coeficientes de consumo do setor das famílias são dados por $a_{i,n+1} = z_{i,n+1}/x_{n+1}$. A partir da renda total e dos gastos totais é possível obter a propensão marginal a consumir para o ano de 2008.

Substituindo cada z_{ij} por $a_{ij}x_j$, x_i se torna

$$x_i = a_{i1}x_1 + \dots + a_{in}x_n + \dots + a_{i,n+1}x_{n+1} + f_i^* \quad (4.5)$$

E a equação que é adicionada, que interliga a produção do novo setor das famílias à produção de todos os outros setores é dada por

$$x_{n+1} = a_{n+1,1}x_1 + \dots + a_{n+1,n}x_n + a_{n+1,n+1}x_{n+1} + f_{n+1} \quad (4.6)$$

Sejam os coeficientes da matriz sem o consumo endogeneizado denotado pela matriz \mathbf{A} , o vetor linha de coeficientes de insumos do trabalho, $a_{n+1,j} = z_{n+1,j}/x_j$, denotado por $\mathbf{h}_R = [a_{n+1,1}, \dots, a_{n+1,n}]$, os coeficientes de consumo das famílias, $a_{i,n+1} = z_{i,n+1}/x_{n+1}$, representados por $\mathbf{h}_C = \begin{bmatrix} a_{1,n+1} \\ \dots \\ a_{n,n+1} \end{bmatrix}$. Então, com a matriz $\bar{\mathbf{A}}$ denotando a matriz de coeficientes técnicos de tamanho $(n+1) \times (n+1)$, podemos reescrevê-la como

$$\bar{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{h}_C \\ \mathbf{h}_R & 0 \end{bmatrix} \quad (4.7)$$

Seja $\bar{\mathbf{x}} = \begin{bmatrix} x_1 \\ \dots \\ x_n \\ x_{n+1} \end{bmatrix}$ o vetor coluna de produção e $\bar{\mathbf{f}} = \begin{bmatrix} f_1 \\ \dots \\ f_n \\ f_{n+1} \end{bmatrix}$ a demanda final for produtos dos $n+1$ setores, o novo sistema de equações, com o setor das famílias incluído, pode ser

representado de forma matricial por

$$(\mathbf{I} - \bar{\mathbf{A}})\bar{\mathbf{x}} = \bar{\mathbf{f}} \quad (4.8)$$

Assim, se os coeficientes são não singulares, a solução pode ser encontrada invertendo-se a matriz:

$$\bar{\mathbf{x}} = (\mathbf{I} - \bar{\mathbf{A}})^{-1}\bar{\mathbf{f}} = \bar{\mathbf{L}}\bar{\mathbf{f}} \quad (4.9)$$

4.3.2 Compatibilização das Matrizes do Rio Grande do Sul e do Brasil

A fim de tornar os resultados comparáveis, surge a necessidade de compatibilização das MIPs, pois a MIP do RS possui 37 setores e a brasileira 56. Assim, foi necessária a elaboração de um tradutor entre os setores, com o intuito de reduzir o número de setores da MIP do Brasil para 37. A tabela abaixo apresenta os setores compatibilizados, de acordo com os produtos que são incluídos em cada um, na ordem dos setores dada pela MIP do RS.

4.3.3 Geradores e Multiplicadores

Um gerador é obtido a partir da MIP, e considera o impacto em uma variável de interesse, resultante de um aumento ou redução exógenos na demanda por produtos de um dado setor. A base lógica de um gerador depende da diferença entre o efeito inicial de uma mudança exógena e o efeito total desta mudança. A partir dos coeficientes diretos da MIP, e da inversa de Leontief, é possível estimar para cada setor da economia, o quanto é gerado direta ou indiretamente de emprego, tributos, renda, valor adicionado e produto para cada unidade produzida para a demanda final. A divisão dos geradores pelo respectivo coeficiente direto origina os multiplicadores, que indicam quanto é gerado, direta e indiretamente, de emprego, importações, impostos, ou qualquer outra variável para cada unidade diretamente gerada desses itens.

Os geradores diretos medem o impacto direto em uma dada variável de interesse, de um choque unitário na demanda final. Os geradores que incorporam os efeitos diretos e indiretos são obtidos a partir da matriz de insumo produto aberta com relação ao consumo das famílias. Os geradores diretos e indiretos medem o impacto inicial e todos os seus consequentes desdobramentos sobre a variável de interesse. Já os geradores que também incorporam os efeitos induzidos são obtidos a partir da MIP fechada. Os multiplicadores do Tipo I são obtidos a partir da divisão do gerador direto mais o indireto pelo gerador direto. Os multiplicadores do Tipo II truncados são obtidos a partir da divisão do gerador que inclui os efeitos induzidos pelo gerador direto. Estes são de maior interesse, pois são feitos somente para os n setores originais a fim de serem comparados com os Multiplicadores Tipo I para os mesmos n setores. Estes medem, além dos impactos diretos no setor e indiretos em toda a economia, também o efeito na economia de uma elevação no consumo das famílias, a partir da renda que estas obtiveram devido ao aumento na demanda por

Tabela 50: 56 Setores da MIP do Brasil compatibilizados com os 37 setores da MIP do RS para o ano de 2008

Setores do RS	Setores do Brasil	
Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal	Agricultura, Silvicultura, Exploração Florestal	1
Pecuária e Pesca	Pecuária e Pesca	2
	Petróleo e Gás Natural	3
Indústria Extrativa	Minério de Ferro	3
	Outras da Indústria Extrativa	3
Alimentos e Bebidas	Alimentos e Bebidas	4
Produtos do Fumo	Produtos do fumo	5
	Têxteis	6
Têxteis, Artefatos do Vestuário e do Couro, Acessórios e Calçados	Artigos do Vestuário e Acessórios	6
	Artefatos de Couro e Calçados	6
Produtos de Madeira — Exclusive Móveis	Produtos de Madeira — Exclusive Móveis	7
Celulose e Produtos de Papel	Celulose e Produtos de Papel	8
Jornais, Revistas, Discos	Jornais, Revistas, Discos	9
Álcool	Álcool	11
	Refino de petróleo e Coque	10
	Produtos Químicos	10
	Fabricação de Resina e Elastômeros	10
	Produtos Farmacêuticos	10
	Defensivos Agrícolas	10
	Perfumaria, Higiene e Limpeza	10
	Tintas, Vernizes, Esmaltes e Lacas	10
Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos	Produtos e Preparados Químicos Diversos	10
Artigos de Borracha e Plástico	Artigos de Borracha e Plástico	12
	Cimento	13
Produtos de Minerais Não Metálicos	Outros produtos de Minerais Não-metálicos	13
Fabricação de Aço e Derivados	Fabricação de Aço e Derivados	14
Metalurgia de Metais Não Ferrosos	Metalurgia de Metais Não Ferrosos	15
Produtos de Metal — Exclusive Máquinas e Equipamentos	Produtos de Metal — Exclusive Máquinas e Equipamentos	16
Máquinas e Equipamentos, Inclusive Manutenção e Reparos	Máquinas e Equipamentos, Inclusive Manutenção e Reparos	17
Eletrodomésticos	Eletrodomésticos	18
Máquinas Para Escritório e Equipamentos de Informática	Máquinas Para Escritório e Equipamentos de Informática	19
Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos	Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos	20
Material Eletrônico e Equipamentos de Comunicações	Material Eletrônico e Equipamentos de Comunicações	21
Aparelhos/ Instrumentos Médico-Hospitalar, Medida e Óptico	Aparelhos/ Instrumentos Médico-Hospitalar, Medida e Óptico	22
	Automóveis, Camionetas e Utilitários	23
Indústria Automobilística	Caminhões e Ônibus	23
	Peças e Acessórios para Veículos Automotores	23
Outros Equipamentos de Transporte	Outros Equipamentos de Transporte	24
Móveis e Produtos das Indústrias Diversas	Móveis e Produtos das Indústrias Diversas	25
Produção e Distribuição de Eletricidade e Gás, Água, Esgoto	Eletricidade e Gás, Água, Esgoto e Limpeza Urbana	26
Construção Civil	Construção	27
	Comércio	28
Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação	Serviços de Manutenção e Reparação	28
Serviços de Alojamento e Alimentação	Serviços de Alojamento e Alimentação	29
Transporte, Armazenagem e Correio	Transporte, Armazenagem e Correio	30
Serviços de Informação	Serviços de Informação	31
Intermediação Financeira, Seguros e Previdência Complementar	Intermediação Financeira e Seguros	32
Serviços Prestados às Empresas	Serviços Prestados às Empresas	33
Atividades Imobiliárias e Aluguéis	Serviços Imobiliários e Aluguel	34
	Educação pública	35
Administração, Saúde e Educação Públicas e Seguridade Social	Saúde pública	35
	Administração Pública e Seguridade Social	35
Serviços Prestados às Famílias e Associativa	Serviços Prestados às Famílias e Associativas	36
	Serviços Domésticos	37
Outros Serviços	Educação Mercantil	37
	Saúde Mercantil	37

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

produtos nos setores a que elas estão inseridas.

Na primeira etapa, são estimados os novos geradores e multiplicadores, que incluem o consumo das famílias, que podem ser obtidos a partir da MIP fechada. Os multiplicadores utilizados estimam os efeitos de mudanças (i) no produto da economia, (ii) no valor adicionado criado, (iii) na renda das famílias, (iv) no emprego gerado, e (v) na arrecadação líquida de tributos, consequência de um aumento de demanda exógeno em um dado setor.

A partir do modelo básico de Leontief, definido anteriormente como

$$\mathbf{x} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{f} = \mathbf{L} \mathbf{f} \quad (4.10)$$

pode-se mensurar o impacto que mudanças ocorridas na demanda final \mathbf{f} , ou em cada um de seus componentes ou em cada um de seus componentes (consumo das famílias, gastos do governo, investimentos e exportações), teriam sobre o produto, valor adicionado, renda, emprego e tributos:

$$\Delta \mathbf{x} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \Delta \mathbf{f} \quad (4.11)$$

$$\Delta \mathbf{v} = \hat{\mathbf{v}} \Delta \mathbf{x} \quad (4.12)$$

onde $\Delta \mathbf{f}$ e $\Delta \mathbf{x}$ são vetores ($n \times 1$) que mostram respectivamente, a estratégia setorial e os impactos sobre o volume da produção, enquanto que $\Delta \mathbf{v}$ é um vetor ($n \times 1$) que representa o impacto sobre qualquer uma das variáveis tratadas acima. Tem-se também que $\hat{\mathbf{v}}$ é uma matriz diagonal ($n \times n$) em que os elementos da diagonal são, respectivamente, os coeficientes de produto, valor adicionado, renda, emprego e tributos, entre outros, que são obtidos dividindo-se, para cada setor, o valor utilizado destas variáveis na produção total pela produção total do setor correspondente, isto é:

$$v_i = \frac{V_i}{x_i} \quad (4.13)$$

Para se obter o impacto sobre o volume total da produção, e de cada uma das variáveis que estão sendo analisadas, soma-se todos os elementos dos vetores $\Delta \mathbf{x}$ e $\Delta \mathbf{v}$.

4.3.3.1 Multiplicadores

A partir dos coeficientes diretos apresentados na equação 4.13 e da matriz inversa de Leontief, é possível estimar, para cada setor da economia, o quanto é gerado direta e indiretamente de cada uma das variáveis para cada unidade monetária produzida para a demanda final. Ou seja:

$$GV_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} v_i \quad (4.14)$$

Onde GV é o impacto total, direto e indireto, sobre a variável em questão, b_{ij} o ij -ésimo

elemento da matriz inversa de Leontief e v_i é o coeficiente direto da variável em questão. A divisão dos geradores pelo respectivo coeficiente direto gera os multiplicadores, que indicam quanto é gerado, direta e indiretamente, de cada variável para cada unidade diretamente gerada desses itens. Por exemplo, o multiplicador do valor adicionado indica a quantidade de valor adicionado criado, direta e indiretamente, para cada unidade de valor adicionado direto criado. O multiplicador do i -ésimo setor seria dado então por:

$$MV_i = \frac{GV_i}{v_i} \quad (4.15)$$

onde MV_i representaria o multiplicador da variável em questão e as outras variáveis são definidas conforme feito anteriormente. Por sua vez, o multiplicador de produção que indica o quanto se produz para cada unidade monetária gasta no consumo final é definido como:

$$MP_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} \quad (4.16)$$

Onde MP_j é o multiplicador de produção do j -ésimo setor e as outras variáveis são definidas segundo o exposto anteriormente. Quando o efeito de multiplicação se restringe somente à demanda de insumos intermediários, estes multiplicadores são chamados de multiplicadores do tipo I. Porém, quando a demanda das famílias é endogenizada no sistema, levando-se em consideração o efeito induzido, estes multiplicadores recebem a denominação de multiplicadores do tipo II.

Os multiplicadores de duas variáveis merecem uma breve explicação com relação à variável utilizada. Os multiplicadores da renda das famílias são de especial relevância, pois captam quanto da mudança na produção dos setores se traduz em elevação da renda e conseqüentemente capacidade de consumo regional. Os multiplicadores da renda são calculado a partir dos valores da renda do trabalho por setor obtidos da MIP. Os dados considerados renda são obtidos a partir da soma dos salários com o rendimento misto bruto, que refletem de maneira mais fidedigna a renda das famílias, não incluindo o Excedente Operacional Bruto.

Também é possível calcular qual a elevação dos tributos arrecadados na economia como um todo, após um choque exógeno de demanda em um dado setor. Para calcular os tributos totais arrecadados no setor j , consideramos como tributos as contribuições sociais imputadas, efetivas e outros impostos líquidos de subsídios sobre a produção somadas em cada uma das atividades, divididos pela participação de cada setor em cada atividade.

4.3.3.2 Índices de Hirschman-Rasmussen e Índices Puros de Ligação: Abordagem GHS

Dentro da estrutura de insumo produto, a produção de um dado setor possui dois tipos de efeitos econômicos. Caso o setor j eleve a sua produção, conseqüentemente este demandará mais de outros setores que produzem insumos para o setor j . Esta direção causal de elevação da produção é a normalmente utilizada nos modelos focados no lado da demanda do modelo, e utiliza-se o termo *ligação para trás* para denotar o tipo de conexão de um dado setor com as atividades

das quais este demanda insumos. Para considera tanto as ligações para trás diretas e indiretas, utilizamos a medida de *ligação para trás total* de Rasmussen (1956), dada por

$$BL(t)_j = \sum_{i=1}^n l_{ij} \quad (4.17)$$

Por outro lado, uma elevação na produção do setor j também significa que outros setores que demandam recursos do setor i terão mais insumos à disposição. Essa direção causal, consequência na elevação da quantidade de insumos disponíveis, é denotada como *ligação para a frente*. Essa medida é peculiar, pois resulta de um estímulo de uma unidade na demanda final de todos os setores. A medida de *ligação para a frente total*, que considera tanto os efeitos diretos e indiretos, é calculada como

$$FL(t)_i = \sum_{j=1}^n l_{ij} \quad (4.18)$$

Uma abordagem interessante para comparar os impactos dos geradores dos diferentes setores é através do índice de Hirschmann-Rasmussen. Este compara o grau de ligações para frente e para trás de cada setor de atividade, obtidos através dos geradores do produto. O índice possui valor unitário quando o gerador de um setor é igual à média dos geradores na economia, valor maior do que 1 quando o gerador do setor é superior à média e menor do que 1 quando o gerador é inferior à média. Assim, classificamos os setores em quatro diferentes categorias: (i) setores de modo geral conectados à outros setores, com ambos os índices de ligação acima da média, (ii) setores dependentes de insumos de outros setores, apenas o índice de ligação para trás acima da média, (iii) setores dependentes da demanda de outros setores, com apenas o índice de ligação para frente acima da média e (iv) setores independentes, com ambos os índices de ligação abaixo da média. Logo, é possível identificar quais os setores-chaves, que são aqueles que possuem ligações para frente e para trás maior do que a média da economia.

Os índices de ligações de Rasmussen-Hirschman não levam em consideração os níveis de produção de cada setor analisado. As tentativas de resolver ou minimizar esta deficiência tiveram início com os trabalhos de Cella (1984) e Clements (1990), sendo que Guilhoto et al. (1994) utilizaram os conceitos desenvolvidos por tais autores para calcular o índice puro de ligações, e que foi aprimorado em Guilhoto et al. (1996) enquanto que o trabalho de Guilhoto e Sesso Filho (2005) também os utilizam para o Brasil. A abordagem proposta acima determina a importância do setor para o resto da economia em termos da produção de cada setor e da interação deste com outros setores, minimizando as limitações dos índices de ligações para frente e para trás. Os trabalhos de Guilhoto et al. (1994) e Guilhoto et al. (1996) procuram unir dois índices, criados para propósitos diferentes: os índices de ligações de Rasmussen-Hirschman e o proposto por Miyazawa (1976). O primeiro determina os impactos isolados de um setor no restante da economia e o segundo tem o propósito de determinar as fontes de variações na economia e o papel das ligações internas e externas aos setores considerados, no desenvolvimento destas variações.

O cálculo do índice puro de ligação é baseado na definição da matriz A , cujos componentes são os coeficientes de insumos diretos do setor j , e o resto da economia:

$$A = \begin{bmatrix} A_{jj} & A_{jr} \\ A_{rj} & A_{rr} \end{bmatrix} \quad (4.19)$$

onde A_{jj} e A_{rr} são, respectivamente, matrizes que representam insumos diretos do setor j e do resto da economia; A_{rj} e A_{jr} representam matrizes dos insumos diretos comprados pelo setor do resto da economia e os insumos diretos comprados pelo resto da economia do setor j . A matriz inversa de Leontief (L), quando considerada a matriz A definida acima, é dada por:

$$L = (I - A)^{-1} \quad (4.20)$$

A partir da matriz 4.20 pode-se fazer:

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (4.21)$$

e deriva-se um conjunto de índices que podem ser usados para ordenar os setores tanto em termos de sua importância no valor da produção gerado quanto para verificar como ocorre o processo de produção na economia. Abrindo a equação 4.21 como em Guilhoto et al (1996), pode-se obter:

$$\begin{bmatrix} X_j \\ X_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_{jj} & 0 \\ 0 & \Delta_{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta_j & 0 \\ 0 & \Delta_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I & A_{jr}\Delta_r \\ A_{rj}\Delta_j & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_j \\ Y_r \end{bmatrix} \quad (4.22)$$

O índice puro de ligação para frente (PFL) e o índice puro de ligação para trás (PBL), podem ser obtidos por:

$$PBL = \Delta_j A_{rj} Y_j \quad (4.23)$$

$$PFL = \Delta_j A_{rj} \Delta_r Y_r \quad (4.24)$$

O índice puro de ligação para trás representa o impacto do valor da produção total do setor j sobre o resto da economia, livre da demanda de insumos próprios e dos retornos do resto da economia para o setor. Por sua vez, o índice puro de ligação para frente representa o impacto do valor da produção total do resto da economia sobre o setor j . O índice puro total das ligações é a soma dos dois índices, expressos em valores correntes. Neste trabalho também são calculados os índices puros de ligações normalizados dividindo-se os índices puros pelo seu valor médio. Segundo Guilhoto et al (1996), o impacto é puro pois está livre (i) da demanda de insumos que a região j produz para a região j e (ii) dos retornos do resto da economia para a região j e vice-versa.

É possível calcular os índices puros de ligações normalizados, dividindo-os pelo seu valor médio. O índice puro de ligação para trás normalizado é representado por PBLN:

$$PBLN = \frac{PBL}{PBLm} \quad (4.25)$$

onde PBLm representa a média dos índices puros de ligação de todos os setores, dada por:

$$PBLm = \frac{\sum_{i=1}^n PBL_i}{n} \quad (4.26)$$

Pode-se realizar procedimento similar para os índices de ligação puro normalizados para frente (PFLN).

4.3.3.3 Matriz de Intensidade

Sonis et al. (1997) e Sonis e Hewings (1999) desenvolveram uma metodologia que busca comparar duas ou mais economias distintas através da construção de gráficos tridimensionais, permitindo a fácil visualização da estrutura econômica das regiões de interesse. A comparação pode ser regional – duas ou mais regiões – ou temporal – onde a mesma região seria analisada em períodos diferentes. Em Guilhoto (2011) há uma explanação sobre como este método pode ser utilizado.

Supondo $M_c(B)$ é um vetor ($1 \times n$) em que cada elemento representa a soma de uma coluna da matriz inversa de Leontief fechada, e $M_l(B)$ é um vetor ($n \times 1$) onde cada elemento representa a soma de uma linha da matriz inversa de Leontief fechada, conforme abaixo:

$$M_c(B) = [B_{*1} \ B_{*2} \ \dots \ B_{*n}] \quad (4.27)$$

$$M_l(B) = \begin{bmatrix} B_{1*} \\ B_{2*} \\ \cdot \\ \cdot \\ B_{n*} \end{bmatrix} \quad (4.28)$$

Definindo b_{**} como a soma de todos os elementos da matriz inversa de Leontief, a matriz intensidade (M) é dada por:

$$M = \frac{1}{b_{**}} M_l M_c = [m_{ij}] \quad (4.29)$$

Para o gráfico em três dimensões da economia brasileira, foram ordenados os eixos x e y com os multiplicadores linha e coluna em ordem de tamanho, de modo que os maiores multiplicadores da linha e coluna ficaram em um vértice do quadrado definido pelos dois eixos, com os multiplicadores menores no vértice oposto. Como cada elemento da matriz intensidade é dado

pelo produto de um multiplicador linha por um coluna dividido pela soma total dos elementos da matriz inversa, no vértice inicial estará o maior produto de todas as multiplicações e no lado oposto, o menor. Assim, à medida em que se desloca do vértice maior para o menor, passa-se pelos multiplicadores intermediários, sempre em ordem decrescente com o relevo em um decaimento permanente. Para a economia gaúcha, o procedimento se repete, mas a ordem dos setores que determina o decaimento para o Brasil é mantida. Desta maneira, pode-se elaborar um novo gráfico e compará-lo ao primeiro. Se a economia gaúcha mantiver a estrutura econômica da brasileira, tendo os mesmos setores com os maiores multiplicadores linha e coluna, certamente o gráfico manterá também o decaimento de um vértice até seu oposto. Caso contrário, se apresentar uma ordem diferente da brasileira quanto aos setores que são mais encadeados, aquela tendência de permanente decaimento será interrompida por picos e depressões criando uma análise visual que permite avaliar a existência de estruturas econômicas similares ou diferentes.

4.3.4 Estimação da Quebra de Safra da Soja

Utilizamos os geradores ⁵¹ estimados para a MIP existente para o ano de 2008 para o RS e para o Brasil para a MIP de 2008 elaborada pelo Guilhoto e Sesso Filho (2010). Escolhemos medir o impacto em 5 variáveis chaves: produção, valor adicionado, renda, emprego e na arrecadação de tributos líquidos. Também utilizamos os índices de ligação de Hirschmann-Rasmussen e os índices puros (GHS) para estimar os impactos na economia.

A fim de encontrarmos o impacto em cada uma dessas variáveis, faz-se necessário calcular qual a magnitude da quebra de safra. Para tanto, utilizamos o LSPA, divulgada mensalmente pelo IBGE e que, através de amostragem, estima qual a produção total da safra esperada e efetiva para cada uma das culturas. Neste trabalho utilizamos a cultura da soja, e o LSPA de dezembro de cada ano, que gera uma estimativa para a safra do ano seguinte, bem como qual a produção que ocorreu no ano que findou. Assim, temos uma estimativa da quebra de safra, dada pela comparação entre a safra esperada e a efetiva.

$$\Delta S_t = E_{t-1}[S_t] - S_t \quad (4.30)$$

As quebras de safra analisadas são referentes aos anos 2004, 2005 e 2012, quando ocorreram os maiores diferenciais entre a safra esperada e a efetiva. Para calcular o valor que esta quebra em toneladas representa, utilizamos o preço médio ao produtor para o ano de referência da saca de 60 kgs de soja, obtida a partir da série histórica disponível pela Agrolink, (AGROLINK, 2015).

Todos os valores foram atualizados para os anos bases das MIP gaúcha e brasileira. Isto é, os valores calculados foram inicialmente atualizados para 2008. Os valores finais estão na tabela 51. Nota-se que a maior quebra em toneladas ocorreu em 2005, com perdas de 6,988 Milhões de toneladas, contra 4,112 Milhões em 2004 e 4,128 Milhões em 2012. Quando colocamos em

51 Os geradores totais também são conhecidos como fechados e incluem os efeitos induzidos provenientes do setor de *households* adicionado na MIP

Tabela 51: Estimativa de ganho/perda na safra de soja efetiva quando comparada com a safra esperada

	Obtida*	Esperada*	Queda/Ganho*	Perda/Ganho Percentual*	Perdas/Ganho (em R\$)**
2004	5.541.706	9.653.942	-4.112.236	-42,6%	R\$ -3.294.212.682,05
2005	2.444.535	9.433.123	-6.988.588	-74,1%	R\$ -3.700.755.342,57
2006	7.559.288	8.309.589	-750.301	-9,0%	R\$ -328.600.669,59
2007	9.938.817	8.425.583	1.513.234	18,0%	R\$ 813.449.833,77
2008	7.773.324	8.030.400	-257.076	-3,2%	R\$ -187.358.417,00
2009	7.913.000	8.091.720	-178.720	-2,2%	R\$ -125.334.198,31
2010	10.218.800	8.760.000	1.458.800	16,7%	R\$ 818.434.034,85
2011	11.621.300	8.517.000	3.104.300	36,4%	R\$ 1.874.480.659,25
2012	5.945.243	10.073.300	-4.128.057	-41,0%	R\$ -3.250.684.819,78
2013	12.756.577	11.846.523	910.054	7,7%	R\$ 700.969.735,18
2014	13.041.226	13.951.619	-910.393	-6,5%	R\$ -650.724.476,15

Fonte: IBGE/LSPA. *: Em toneladas. **: Em valores de 2008.

valores, e comparamos em reais de 2008, a maior perda também se deu em 2005.

Para encontrarmos o impacto de uma quebra de safra foi preciso transformar a queda na produção de soja em um vetor de queda na demanda final, a fim de tornar possível criar um choque de demanda na MIP. Como a soja produzida é majoritariamente exportada, o mecanismo encontrado foi a demanda final por exportações, no qual a queda nas exportações de soja gerou uma redução na demanda dos setores exportadores de soja e assim encadeamentos por toda economia. A fim de medirmos o tamanho do choque de demanda negativo, foi necessário identificar os setores exportadores. Os dois principais setores produtores de *Soja em Grão* são o setor *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal e Pecuária e Pesca*, onde a tabela 52 mostra a produção de cada setor do produto *Soja em Grão*.

Tabela 52: Principais setores produtores de *Soja em Grão* para o RS e o Brasil para o ano de 2008 dados pelas Tabelas de Uso (Valores em R\$ Milhões)

Setores	2008	
	Rio Grande do Sul	Brasil
Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal	6.512	38.517
Pecuária e Pesca	890	1.118
Total	7.402	39.673

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Ou seja, é possível estimar que, a queda na demanda por exportações irá resultar em uma menor demanda diretamente nos setores *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal e Pecuária e Pesca*, e em outros setores indiretamente através das ligações setores e de modo induzido, através do consumo das famílias. O choque negativo de demanda, advindo da quebra de safra foi distribuído entre os setores através da participação de cada um deles na produção do produto *Soja*

Tabela 53: Valor do choque de demanda negativo nas exportações do produto *Soja em Grão* distribuído por setores (R\$ Milhares)

Setores	RS			Brasil		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal	2.898.184	3.255.852	2.859.889	3.201.292	3.596.367	3.158.991
Pecuária e Pesca	396.029	444.903	390.796	92.921	104.389	91.693

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

em Grão. A tabela 53 apresenta o valor da queda na demanda final em cada um dos setores cuja exportação de soja foi prejudicada devido à estiagem.

Assim, foi possível utilizar os geradores e multiplicadores calculados para estimar a queda na demanda e os seus desdobramentos em termos de redução na produção, valor adicionado, renda, emprego, e arrecadação líquida de tributos. Foi utilizado o termo perda/queda, para denotar uma geração não realizada em uma dada variável⁵², devido à não obtenção de demanda que ocorreria caso a exportação da produção esperada se concretizasse. Assim, medimos quanto que a redução na produção de soja, devido à quebra, impactou a economia gaúcha devido à não concretização da demanda externa. Já a variável ligação para a frente calcula quanto que, ao deixar de ofertar insumos para outros setores, estes reduzem a sua produção e o consequente ciclo de queda na produção descrito pela MIP.

4.4 Resultados

A seção 4 expõe os resultados dos geradores, multiplicadores, índices de ligação, matriz de intensidade e os impactos das quebras de safra.

4.4.1 Multiplicadores e Geradores para o Rio Grande do Sul

O foco da análise dos resultados será nos setores mais relevantes para cada uma das variáveis analisadas. Ressaltamos que a matriz objetiva dar suporte à tomada de decisão, e que não é recomendável a escolha *ex-ante* de setores como foco de políticas públicas a partir de seus geradores ou multiplicadores. Estes são calculados com o objetivo de medir os impactos de decisões econômicas *ex-post* por parte do governo, e não de norteá-las. Outra questão importante é a diferença na magnitude entre os multiplicadores do Tipo I e os multiplicadores do Tipo II, que incluem o consumo das famílias como gerador de demanda. É razoável considerar que o multiplicador do Tipo I é o limite inferior do impacto na variável de interesse, enquanto o multiplicador do Tipo II é o limite superior. O verdadeiro valor deve se encontrar dentro deste intervalo, medido pela diferença nos geradores. Uma diferença importante na interpretação dos geradores e multiplicadores é o fato que os geradores indicam qual o setor que gera o maior estímulo em uma dada variável

52 Valor Adicionado, Emprego, Renda, Produção, Arrecadação de Tributos

a partir da sua produção. Já os multiplicadores indicam quais os setores que geram os maiores efeitos indiretos e induzidos, relativamente aos efeitos diretos. Assim, um mesmo setor pode ser destaque em termos de geradores mas não em termos de multiplicadores e vice-versa.

4.4.1.1 Renda das Famílias e Emprego

O gerador da renda das famílias é relevante, pois simboliza quanto de poder de compra é agregado às famílias quando há um estímulo em um dado setor. Já o gerador do emprego indica qual a capacidade de geração de postos de trabalho cada setor possui. É importante facilitar a tomada de decisão elucidando quais setores são os principais na criação de empregos e na acomodação de novos trabalhadores.

O setor que possui o maior gerador da renda das famílias é de *Serviços Prestados às Empresas* com um valor de 0,86. Isto é, dado um aumento de demanda exógeno de 1 real neste setor, a renda das famílias de toda a economia se eleva em 86 centavos. Não coincidentemente, este também é o maior setor em termos de gerador direto da renda, com um valor de 0,5, sendo gerado no setor um aumento de 50 centavos na renda. O gerador simples, que inclui somente os efeitos diretos e indiretos na economia é de 0,58. Quando incluímos também o efeito de retroalimentação do consumo das famílias, através da matriz fechada, e simbolizada pelo gerador total, vemos que há uma elevação de 31% no valor do gerador (de 0,58 para 0,76). Este setor é intensivo em mão-de-obra, e conseqüentemente, como uma parcela significativa é salário, torna-se claro porque o seu gerador da renda é elevado.

Outro setor cujo gerador é elevado é o de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*. O seu gerador total é de 0,66 e com a sua representação de 16,32% de toda a renda calculada na matriz insumo produto, a sua relevância se torna ainda maior. Além disso, o gerador simples deste setor é de 0,41, e este incremento de 48% no gerador da renda, após a endogeneização do consumo das famílias, o torna possível foco de estímulos fiscais. A facilitação da expansão deste setor acarretará em uma elevação da renda das famílias em toda a economia, a cada um real extra de demanda, em 61 centavos. Por fim, o gerador direto é de 0,35, um valor considerável, pois este setor é intensivo em mão-de-obra não especializada e jovem, o que o torna importante para políticas públicas de inclusão de jovens no mercado de trabalho.

Os setores *Outros Serviços e Administração, Saúde e Educação Públicas e Seguridade Social* possuem geradores da renda elevados devido à metodologia de cálculo empregada, que utiliza os salários como principal insumo a fim de medir estes setores, não sendo tais geradores comparáveis aos dos outros setores. Cabe destacar que, dos principais setores da indústria, *Têxteis, Artefatos do Vestuário e do Couro, Acessórios e Calçados*, possui um gerador total da renda de 0,54, sendo o setor da indústria de transformação com maior encadeamentos pela economia em termos de geração de renda. Este setor representa 4,03% da renda da matriz e a endogeneização da renda das famílias causou uma elevação no seu gerador de 55%, quando antes o gerador simples era de 0,35. Por último, alguns setores merecem menção, como o de *Serviços de Alojamento e Alimentação* com um gerador total de 0,66% e, representando 2,33% de toda a renda das famílias

na matriz, também pode ser utilizado como foco de estímulos setoriais pois, em termos de renda, é o 3º em termos de ligações com outros setores.

Em termos de multiplicadores do Tipo I e Tipo II, três setores se destacam: *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos*, *Alimentos e Bebidas* e *Produtos do Fumo*. Os multiplicadores do Tipo II destes setores oscilam 5,25 e 5,43, significando que os efeitos indiretos e induzidos são entre 5 à 6 vezes superiores aos efeitos diretos. Além disso são bem superiores aos seus multiplicadores do Tipo I, que oscilam entre 3,14 e 3,22.

Tabela 54: Multiplicadores e Geradores da Renda para a MIP do RS de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,24	2,11	0,20	0,05	0,17	0,42
Pecuária e pesca	1,48	2,42	0,20	0,10	0,18	0,48
Indústria extrativa	1,32	2,10	0,23	0,07	0,18	0,49
Alimentos e bebidas	3,21	5,26	0,08	0,18	0,17	0,43
Produtos do fumo	3,22	5,25	0,08	0,18	0,17	0,44
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,49	2,31	0,24	0,12	0,19	0,55
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,37	2,19	0,23	0,09	0,19	0,50
Celulose e produtos de papel	1,52	2,48	0,15	0,08	0,15	0,38
Jornais, revistas, discos	1,22	1,92	0,32	0,07	0,22	0,61
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	3,14	5,43	0,02	0,05	0,05	0,13
Álcool	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Artigos de borracha e plástico	1,48	2,42	0,14	0,07	0,13	0,33
Produtos de minerais não-metálicos	1,36	2,13	0,25	0,09	0,19	0,53
Fabricação de aço e derivados	1,93	3,34	0,08	0,08	0,12	0,28
Metalurgia de metais não-ferrosos	1,20	1,85	0,28	0,05	0,18	0,51
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,28	2,09	0,20	0,06	0,16	0,42
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1,55	2,52	0,15	0,08	0,15	0,38
Eletrodomésticos	1,46	2,33	0,18	0,08	0,16	0,42
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1,27	2,12	0,17	0,04	0,14	0,35
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,48	2,38	0,17	0,08	0,15	0,40
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1,37	2,29	0,17	0,06	0,16	0,39
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,27	2,14	0,23	0,06	0,20	0,49
Indústria automobilística	1,87	3,10	0,11	0,09	0,13	0,33
Outros equipamentos de transporte	1,93	3,21	0,11	0,11	0,15	0,36
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,48	2,44	0,17	0,08	0,16	0,40
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	1,46	2,56	0,12	0,05	0,13	0,31
Construção civil	1,26	1,97	0,30	0,08	0,21	0,60
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,17	1,90	0,35	0,06	0,26	0,66
Serviços de Alojamento e alimentação	1,37	2,08	0,32	0,12	0,22	0,66
Transporte, armazenagem e correio	1,33	2,15	0,22	0,07	0,18	0,48
Serviços de informação	1,64	2,86	0,15	0,10	0,18	0,42
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,66	3,16	0,12	0,08	0,18	0,38
Serviços prestados as empresas	1,16	1,74	0,50	0,08	0,29	0,86
Atividades imobiliárias e aluguéis	1,24	4,10	0,05	0,01	0,15	0,22
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,17	1,86	0,44	0,07	0,30	0,81
Serviços prestados as famílias e associativa	1,44	2,34	0,21	0,09	0,19	0,49
Outros serviços	1,15	1,72	0,49	0,08	0,28	0,84

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

O setor de *Serviços de Alojamento e Alimentação* é o que possui o maior gerador total do emprego, somente atrás do setor de *Outros Serviços* que não consideramos devido à maneira metodológica com que é construído. Para um aumento exógeno em 1 milhão de reais na demanda deste setor, há a criação 69,21 empregos na economia, 40,5% superior ao gerador direto mais o indireto de 49,25 empregos. É importante ressaltar que 3,48% de todo o emprego calculado nas Tabelas de Recursos e Usos (TRU) ocorre no setor de *Serviços de Alojamento e Alimentação* e políticas setoriais que visem elevar a renda e o emprego devem considerar este setor como um forte candidato à estímulos. Isto porque, este setor não só possui um gerador direto elevado, de 35,66 empregos, mas ele possui encadeamentos na economia consequência da elevação da demanda que este causa, devido ao aumento de sua produção, que gera um efeito encadeador de aumento na produção nos outros setores e consequentemente, da geração de postos de trabalho.

Os dois setores ligados à agropecuária também estão entre os que possuem os maiores geradores do emprego. O setor de *Pecuária e Pesca*, é o segundo mais importante em termos de gerador total do emprego, gerando 61,69 de modo direto, indireto e induzido em toda a economia. Apesar de representar um percentual menor da economia, com 6,57% de todo o emprego calculado na TRU, o seu potencial de geração de empregos indireto e induzido é elevado. São gerados de modo direto 32,78 empregos no setor de *Pecuária e Pesca*, e 30,47 de modo indireto e induzido, quase dobrando a geração de empregos quando incluímos os empregos indiretos e induzidos.

O outro setor da agropecuária é o de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* que possui um gerador total de 62,67 empregos, e representa 13,21% do total de empregos na TRU, sendo o segundo setor com o maior número de empregados, somente atrás do setor de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*, sendo assim, extremamente relevante na geração de empregos no RS. Além do seu efeito gerador do emprego por toda a economia, ele também possui o maior gerador direto do emprego entre todos os setores, gerando, diretamente nele, 41,25 empregos e com seus efeitos encadeadores na economia, chega aos 62,67 empregos gerados em todo o RS. Além disso, ao endogenizarmos o consumo das famílias o seu gerador se elevou em 32,5%, quando antes o seu gerador simples era de 47,29. É importante mencionar que o quarto maior setor em geração de postos de trabalho é o de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*, com um gerador total de 58,37 empregos, sendo importante, então, tanto para geração de renda, quanto para geração de empregos, diretos, indiretos e induzidos.

Em termos de multiplicadores do emprego do Tipo II, destacam-se, novamente, os setores de *Produtos do Fumo* (27,24), *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (12,41), e *Alimentos e Bebidas* (7,86), com a inclusão do setor de *Fabrição de Aço e Derivados* (8,47). O setor de *Produtos do Fumo* possui o maior multiplicador do Tipo II, com um valor de 27,24, o que é uma característica da economia gaúcha, com os seus elevados encadeamentos internos com relação a este setor.

De modo geral, seis são os setores chaves, quando se pensa na geração de renda e postos de trabalho por toda a economia gaúcha em termos absolutos: *Serviços Prestados às Empresas*, *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*, *Têxteis*, *Artefatos do Vestuário e do Couro*,

Acessórios e Calçados, Serviços de Alojamento e Alimentação, Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal, e por último, Pecuária e Pesca. Combinações de incentivos fiscais que visem a elevação da demanda devem monitorar estes setores em termos de geração de renda e emprego. Já em termos de multiplicadores, quatro setores se destacam: Produtos do Fumo, Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos, Fabricação de Aço e Derivados e Alimentos e Bebidas.

Tabela 55: Multiplicadores e Geradores do Emprego¹ para a MIP do RS de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,15	1,52	41,25	6,03	15,39	62,68
Pecuária e pesca	1,43	1,93	32,78	14,05	16,43	63,26
Indústria extrativa	1,23	2,00	21,13	4,94	16,29	42,36
Alimentos e bebidas	5,39	7,86	5,95	26,10	14,72	46,77
Produtos do fumo	17,86	27,24	1,60	27,03	15,04	43,68
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,44	2,16	24,00	10,52	17,32	51,84
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,40	2,19	21,28	8,41	16,87	46,56
Celulose e produtos de papel	1,96	3,79	7,10	6,82	13,01	26,92
Jornais, revistas, discos	1,23	2,30	18,67	4,33	19,84	42,84
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	5,37	12,41	0,69	3,01	4,85	8,55
Álcool	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Artigos de borracha e plástico	1,65	3,25	7,19	4,66	11,53	23,39
Produtos de minerais não-metálicos	1,38	2,43	16,05	6,09	16,83	38,97
Fabricação de aço e derivados	3,33	8,47	2,03	4,73	10,44	17,20
Metalurgia de metais não-ferrosos	1,31	2,83	10,47	3,22	15,97	29,66
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,29	2,52	11,86	3,41	14,60	29,87
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1,87	4,16	5,68	4,94	13,02	23,63
Elerodomésticos	1,44	2,65	11,45	5,10	13,86	30,41
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1,39	3,28	6,68	2,59	12,63	21,90
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,71	3,67	6,94	4,93	13,59	25,45
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1,58	3,76	6,38	3,71	13,89	23,98
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,47	3,56	8,44	3,95	17,70	30,09
Indústria automobilística	2,47	5,69	3,60	5,28	11,59	20,48
Outros equipamentos de transporte	2,09	4,01	6,75	7,35	12,95	27,05
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,45	2,47	13,80	6,18	14,12	34,10
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	1,70	4,46	4,27	2,98	11,78	19,03
Construção civil	1,21	1,91	27,11	5,63	19,07	51,81
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,12	1,83	31,83	3,82	22,72	58,38
Serviços de Alojamento e alimentação	1,38	1,94	35,66	13,59	19,96	69,21
Transporte, armazenagem e correio	1,35	2,56	13,53	4,68	16,39	34,61
Serviços de informação	1,77	3,84	7,72	5,91	16,06	29,68
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	2,19	6,43	3,81	4,54	16,14	24,49
Serviços prestados as empresas	1,16	2,04	29,39	4,82	25,61	59,82
Atividades imobiliárias e aluguéis	1,28	5,23	3,45	0,96	13,63	18,04
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,37	3,36	13,50	4,94	26,96	45,39
Serviços prestados as famílias e associativa	1,32	2,07	22,27	7,12	16,66	46,06
Outros serviços	1,12	1,66	45,63	5,42	24,84	75,89

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010). ¹ Empregos gerados para cada R\$ 1 Milhão de variação

4.4.1.2 Produto, Valor Adicionado e Tributos

A análise dos geradores e dos multiplicadores no produto e no valor adicionado é de suma importância. Estas variáveis refletem diretamente o impacto na atividade econômica de estímulos à produção. O gerador do produto mede diretamente qual o impacto no produto de toda a economia advindo de uma elevação exógena na demanda de um determinado setor. Já o impacto no valor adicionado é relevante pois esta variável mede quanto da produção é de fato valor agregado pelo setor em questão.

Os principais setores em termos de gerador do valor adicionado são dois. O setor de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação* tem um gerador total de 1,45, ou seja, a cada 1 real de elevação exógena na demanda por produtos deste setor, o valor adicionado em toda a economia se eleva em 1,44 reais. De modo direto o impacto neste setor é de 0,71 centavos, consequência da alta parcela referente à salários que é considerada valor agregado. Este setor também representa 16,07% de todo o valor adicionado calculado pela TRU, e o seu gerador simples é de 0,85. Isto é, houve um crescimento no gerador deste setor de 70,25% com a inclusão do consumo das famílias, indicando que havia uma subestimação do potencial gerador do VA por toda a economia a partir deste setor.

O outro setor relevante é o de *Intermediação financeira, seguros e previdência complementar e serviços relacionados* com um gerador total de 1,27. Este valor também deriva da elevada participação de salários na sua produção e é 50% maior do que o gerador simples, de 0,85. Por ser um setor intermediário, normalmente o estímulo se dá de maneira indireta, pois este setor é muito demandado quando outros setores aumentam a produção, o que o torna importante com relação aos encadeamentos na economia.

Em termos de multiplicadores do Tipo II, destacam-se dois setores: *Produtos de Fumo* (10,61) e *Alimentos e Bebidas* (7,32). Estes setores possuem uma elevada importância na geração de valor adicionado na economia gaúcha, sinalizando que o Rio Grande do Sul possui uma elevada capacidade de gerar valor nestes dois setores, relativamente aos outros.

Tabela 56: Multiplicadores e Geradores do Valor Adicionado para a MIP do RS de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,21	1,89	0,60	0,13	0,40	1,13
Pecuária e pesca	1,52	2,44	0,47	0,24	0,43	1,14
Indústria extrativa	1,38	2,37	0,43	0,17	0,43	1,03
Alimentos e bebidas	4,43	7,32	0,13	0,46	0,39	0,98
Produtos do fumo	6,33	10,61	0,09	0,49	0,40	0,98
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,70	3,08	0,33	0,23	0,46	1,02
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,45	2,44	0,45	0,20	0,44	1,09
Celulose e produtos de papel	1,73	2,97	0,28	0,20	0,34	0,82
Jornais, revistas, discos	1,26	2,20	0,56	0,15	0,52	1,22
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	2,97	4,87	0,07	0,13	0,13	0,33
Álcool	0	0	0	0	0	0
Artigos de borracha e plástico	1,67	2,88	0,25	0,17	0,30	0,72
Produtos de minerais não-metálicos	1,53	2,73	0,37	0,20	0,44	1,01
Fabricação de aço e derivados	1,79	2,90	0,25	0,20	0,27	0,72
Metalurgia de metais não-ferrosos	1,40	2,61	0,35	0,14	0,42	0,91
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,34	2,28	0,41	0,14	0,38	0,93
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1,80	3,10	0,26	0,21	0,34	0,82
Eletrodomésticos	1,72	3,09	0,27	0,19	0,36	0,82
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1,23	2,06	0,40	0,09	0,33	0,82
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,70	2,99	0,28	0,19	0,36	0,83
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1,36	2,28	0,40	0,15	0,36	0,91
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,26	2,11	0,55	0,15	0,47	1,16
Indústria automobilística	1,96	3,33	0,22	0,21	0,30	0,74
Outros equipamentos de transporte	1,86	3,08	0,28	0,24	0,34	0,86
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,45	2,41	0,39	0,18	0,37	0,94
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	1,31	2,05	0,42	0,13	0,31	0,86
Construção civil	1,29	2,24	0,53	0,15	0,50	1,18
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,20	2,05	0,71	0,14	0,60	1,45
Serviços de Alojamento e alimentação	1,78	3,23	0,36	0,28	0,52	1,17
Transporte, armazenagem e correio	1,36	2,28	0,47	0,17	0,43	1,08
Serviços de informação	1,47	2,32	0,50	0,24	0,42	1,16
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,34	2,01	0,63	0,21	0,42	1,27
Serviços prestados as empresas	1,34	2,52	0,57	0,19	0,67	1,43
Atividades imobiliárias e alugueis	1,03	1,40	0,95	0,03	0,36	1,34
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,27	2,36	0,65	0,17	0,71	1,53
Serviços prestados as famílias e associativa	1,39	2,26	0,51	0,20	0,44	1,14
Outros serviços	1,24	2,28	0,63	0,15	0,65	1,43

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Em termos de geradores do produto diversos setores tiveram uma elevação considerável após a endogenização do consumo das famílias. O maior gerador total é do setor de *Serviços de Alojamento e Alimentação* com um valor de 3,05, e com uma participação de 1,6%% na economia gaúcha. Além disso, ao incluirmos o consumo das famílias, o gerador se elevou em 70%. Este setor é relevante em diversos geradores, como já explicitado anteriormente, o que o torna importante para a economia gaúcha como um todo, apesar da sua pequena importância em termos de produto, com 1,55% da oferta agregada total calculada na TRU.

Outro setor relevante em termos de gerador total do produto e também do valor adicionado

é o de *Serviços Prestados às Empresas* cujo impacto no produto total da economia é de 2,98 reais e no valor adicionado é de 1,43 reais quando de uma elevação exógena na sua demanda em 1 real. O seu gerador do produto direto mais o indireto é de 1,37, assim a elevação no seu gerador foi de 117% com a endogenização das famílias. Também é importante em termos de gerador total do produto o setor de *Produtos de Fumo* cujo impacto no produto total da economia é de 2,97 reais quando de uma elevação exógena na sua demanda em 1 real. O seu gerador simples é de 2,03, assim a elevação no seu gerador foi de 46% com a endogenização das famílias. O quarto setor no ranking é o do setor de *Alimentos e Bebidas* com um valor de 2,95, e com uma participação de 8,05% este setor é muito relevante para a economia gaúcha. Além disso, ao incluirmos o consumo das famílias, o gerador se elevou em 45%. Como os multiplicadores do produto são iguais aos geradores, pois o gerador direto do produto é sempre igual a 1, a análise dos multiplicadores gera uma avaliação igual à dos geradores acima avaliados.

Tabela 57: Multiplicadores e Geradores do Produto para a MIP do RS de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,42	2,38	1	0,42	0,97	2,38
Pecuária e pesca	1,62	2,65	1	0,62	1,03	2,65
Indústria extrativa	1,46	2,48	1	0,46	1,02	2,48
Alimentos e bebidas	2,02	2,95	1	1,02	0,92	2,95
Produtos do fumo	2,03	2,97	1	1,03	0,94	2,97
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,63	2,72	1	0,63	1,09	2,72
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,47	2,52	1	0,47	1,06	2,52
Celulose e produtos de papel	1,52	2,33	1	0,52	0,82	2,33
Jornais, revistas, discos	1,32	2,56	1	0,32	1,24	2,56
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	1,58	1,88	1	0,58	0,30	1,88
Álcool	1	1	1	0	0	1
Artigos de borracha e plástico	1,57	2,29	1	0,57	0,72	2,29
Produtos de minerais não-metálicos	1,54	2,59	1	0,54	1,06	2,59
Fabricação de aço e derivados	1,50	2,16	1	0,50	0,65	2,16
Metalurgia de metais não-ferrosos	1,41	2,41	1	0,41	1,00	2,41
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,36	2,27	1	0,36	0,92	2,27
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1,49	2,31	1	0,49	0,82	2,31
Eletrodomésticos	1,46	2,33	1	0,46	0,87	2,33
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1,21	2,00	1	0,21	0,79	2,00
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,52	2,38	1	0,52	0,85	2,38
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1,33	2,20	1	0,33	0,87	2,20
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,30	2,41	1	0,30	1,11	2,41
Indústria automobilística	1,56	2,28	1	0,56	0,73	2,28
Outros equipamentos de transporte	1,58	2,39	1	0,58	0,81	2,39
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,43	2,32	1	0,43	0,89	2,32
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	1,33	2,07	1	0,33	0,74	2,07
Construção civil	1,38	2,57	1	0,38	1,20	2,57
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,28	2,71	1	0,28	1,42	2,71
Serviços de Alojamento e alimentação	1,80	3,05	1	0,80	1,25	3,05
Transporte, armazenagem e correio	1,58	2,60	1	0,58	1,03	2,60
Serviços de informação	1,43	2,43	1	0,43	1,01	2,43
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,38	2,39	1	0,38	1,01	2,39
Serviços prestados as empresas	1,37	2,97	1	0,37	1,61	2,97
Atividades imobiliárias e alugueis	1,05	1,91	1	0,05	0,86	1,91
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,34	3,03	1	0,34	1,69	3,03
Serviços prestados as famílias e associativa	1,44	2,49	1	0,44	1,04	2,49
Outros serviços	1,32	2,88	1	0,32	1,56	2,88

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Os principais setores em termos de tributos na economia devem ser avaliados com cuidado. Isto porque os tributos arrecadados são líquidos de subsídios, e nem todo o imposto arrecadado é necessariamente consequência da produção deste setor no RS. Por exemplo, o setor de *Eletrodomésticos* possui um gerador total dos impostos de 10,03, devido à produção ser pequena no RS, mas a arrecadação elevada, consequência da produção em outros estados. Logo, este setor não pode ter o seu gerador comparado com o dos outros setores. No entanto, ainda é considerada válida a análise dos outros setores com os maiores geradores de impostos devido aos encadeamentos que a produção destes possui dentro da economia gaúcha.

O gerador do setor de *Produção e Distribuição de eletricidade e Gás, Água, Esgoto e Limpeza Urbana* também é de 24 centavos. No entanto, por representar atividades de produção ligadas ao governo, com diversas empresas estatais ou municipais, o estímulo à produção via elevação da demanda torna-se limitado, devido à ausência de resposta à incentivos de mercado, pressuposto existente na MIP. Porém, ele é frequentemente demandado quando outros setores são estimulados, não sendo então recomendável focar diretamente em sua produção, caso o objetivo seja estímulo à arrecadação, pois este setor é considerado intermediário. Este setor representa 7,5% da arrecadação de impostos líquidos dadas pela TRU

O setor de *Produtos de Fumo* possui o terceiro maior gerador direto dos impostos entre todos os setores, gerando a cada 1 real gasto neste setor, uma elevação na arrecadação de 21 centavos por toda a economia do RS. Este setor representa 5% de todos os impostos arrecadados calculado na TRU e é o principal setor em retorno de impostos para o governo estadual e federal. No entanto, este gerador é consequência da taxa elevada existente sobre o fumo, que objetiva reduzir o consumo e custear as despesas de saúde causadas pelo seu consumo. Assim, estimular a demanda por produtos deste setor não é algo que a maioria dos governos considera desejável.

Outros dois setores podem ser destacados para a arrecadação de impostos devido ao seus geradores elevados. O setor da *Indústria Extrativa* possui um gerador direto dos impostos de 22 centavos, no entanto, possui apenas 0,6% da arrecadação de impostos calculada pela TRU. Por último, o gerador direto do setor de *Serviços de Informação* é de 19 centavos. Este setor representa 6,8% de toda a arrecadação calculada na TRU e os estímulos à produção que visem a arrecadação de impostos devem observar se este setor está envolvido, até por ser um setor com alto grau de complexidade tecnológica e expectativa de crescimento no futuro.

Tabela 58: Multiplicadores e Geradores dos Tributos para a MIP do RS de 2008

Setores	IIL	VBP	COEF
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	886	20287	0,044
Pecuária e pesca	767	12700	0,060
Indústria extrativa	169	772	0,219
Alimentos e bebidas	2449	32061	0,076
Produtos do fumo	1370	6382	0,215
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1035	14334	0,072
Produtos de madeira - exclusive móveis	122	1767	0,069
Celulose e produtos de papel	257	2084	0,123
Jornais, revistas, discos	137	2169	0,063
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	5257	47260	0,111
Álcool	0	0	0
Artigos de borracha e plástico	266	5113	0,052
Produtos de minerais não-metálicos	313	2764	0,113
Fabricação de aço e derivados	177	3943	0,045
Metalurgia de metais não-ferrosos	40	897	0,045
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	612	7139	0,086
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1419	15384	0,092
Eletrodomésticos	616	115	5,353
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	55	336	0,163
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	297	2385	0,125
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	128	778	0,165
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	145	892	0,163
Indústria automobilística	1633	15435	0,106
Outros equipamentos de transporte	-23	807	-0,028
Móveis e produtos das indústrias diversas	1054	7897	0,133
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	2051	8500	0,241
Construção civil	307	14326	0,021
Comércio e serviços de manutenção e reparação	66	39186	0,002
Serviços de Alojamento e alimentação	695	6177	0,113
Transporte, armazenagem e correio	918	18576	0,049
Serviços de informação	1848	9899	0,187
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	831	15693	0,053
Serviços prestados as empresas	306	10738	0,028
Atividades imobiliárias e aluguéis	82	13444	0,006
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	63	35944	0,002
Serviços prestados as famílias e associativa	475	8697	0,055
Outros serviços	416	13196	0,032

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014) e Guilhoto e Sesso Filho (2010)

4.4.1.3 Índice de Hirschmann-Rasmussen e Índice Puro de Ligação (GHS)

O índice de Hirschmann-Rasmussen separa os setores em diferentes divisões, e aponta quais os setores-chaves para a economia gaúcha. Isto é, o índice identifica quais setores são os principais em termos de encadeamentos pela economia, servindo tanto como intermediários de modo frequente, quanto como responsáveis por demandar insumos de outros setores. Aqueles setores que possuem ligações frente e para trás acima da média são considerados os setores chaves. De acordo com o Índice de H-R, 4 são os setores chaves: *Pecuária e Pesca, Alimentos e Bebidas, Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos e Transporte, Armazenagem e Correio*. É interessante

ressaltar que os setores chaves estão distribuídos pelo setor agropecuário, industrial e de serviços. Cabe destacar também, além destes 4 setores, dois outros setores possuem forte índice de ligação para frente, *Intermediação Financeira, Seguros e Previdência Complementar e Serviços Relacionados* e *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal*. Estes setores são muito demandado por outros setores com índices de ligação para frente entre 1,69 e 1,78.

Os índices de ligação puros para trás normalizados (PBLN) representam os impactos da produção do setor j sobre o resto da economia, livre da demanda de insumos próprios e dos retornos para o próprio setor. Por sua vez, os índices de ligação puros para frente normalizados (PFLN), , indicará o impacto puro do valor da produção total no resto da economia sobre o setor j . Assim, permitem avaliar qual a real importância da produção do setor j para a economia. Estes índices permitem uma visão mais precisa das reais ligações internas na economia, pois retira os impactos do próprio setor em sua produção. Os setores chaves a partir dos índices de ligação puros são 4: *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos, Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação, Transporte, Armazenagem e Correio* e *Alimentos e Bebidas*. Estes são bem semelhantes aos principais em termos do índice de H-R, exceto pelo setor de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*, fortalecendo a importância da análise através dos índices de ligação puros. Estes são os setores cujos os impactos puros sobre o resto da economia, bem como os impactos puros do resto da economia sobre eles estão acima da média. Quando analisado o índice puro de ligação para trás, o setor de *Alimentos e Bebidas* se destaca um índice de de 7,41, enquanto que em termos de índice puro para frente o setor de *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* possui uma importância elevada com um valor de 6,98.

Tabela 59: Índices de Hirschmann-Rasmussen e Índices de Ligação Puros para frente e para trás da MIP do RS de 2008

Setores	BL	FL	PBLN	PFLN	PTLN
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	0,97	1,69	0,62	4,74	2,68
Pecuária e pesca	1,11	1,10	0,79	2,43	1,61
Indústria extrativa	1,00	0,78	0,03	0,19	0,11
Alimentos e bebidas	1,39	1,21	7,41	1,33	4,37
Produtos do fumo	1,39	0,71	2,08	0,00	1,04
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,12	0,92	1,62	0,33	0,98
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,01	0,86	0,09	0,29	0,19
Celulose e produtos de papel	1,04	0,82	0,21	0,22	0,22
Jornais, revistas, discos	0,90	0,83	0,09	0,42	0,25
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	1,08	3,30	1,19	6,98	4,08
Álcool	0,69	0,69	0,00	0,00	0,00
Artigos de borracha e plástico	1,07	0,80	0,77	0,33	0,55
Produtos de minerais não-metálicos	1,05	0,88	0,11	0,68	0,39
Fabricação de aço e derivados	1,03	0,81	0,46	0,35	0,41
Metalurgia de metais não-ferrosos	0,97	0,73	0,08	0,10	0,09
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	0,93	0,95	0,51	0,74	0,63
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1,02	0,74	2,42	0,11	1,26
Eletrodomésticos	1,00	0,69	0,02	0,00	0,01
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,83	0,69	0,02	0,01	0,01
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,04	0,77	0,30	0,18	0,24
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	0,91	0,72	0,07	0,02	0,05
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	0,89	0,72	0,07	0,05	0,06
Indústria automobilística	1,07	0,85	1,75	0,31	1,03
Outros equipamentos de transporte	1,08	0,81	0,08	0,04	0,06
Móveis e produtos das indústrias diversas	0,98	0,71	1,09	0,07	0,58
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	0,91	1,04	0,40	0,92	0,66
Construção civil	0,94	0,81	1,41	0,72	1,06
Comércio e serviços de manutenção e reparação	0,88	1,61	2,44	2,86	2,65
Serviços de Alojamento e alimentação	1,23	0,78	1,31	0,43	0,87
Transporte, armazenagem e correio	1,08	1,49	1,74	2,50	2,12
Serviços de informação	0,98	1,22	0,44	1,68	1,06
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	0,95	1,78	0,30	3,70	2,00
Serviços prestados as empresas	0,94	1,34	0,35	2,49	1,42
Atividades imobiliárias e aluguéis	0,72	1,00	0,15	1,38	0,76
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	0,92	0,74	4,00	0,16	2,08
Serviços prestados as famílias e associativa	0,99	0,74	1,16	0,22	0,69
Outros serviços	0,91	0,69	1,41	0,05	0,73

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014).

4.4.2 Multiplicadores e Geradores para o Brasil

Esta subseção apresenta os resultados para os geradores diretos, indiretos e induzidos, bem como os multiplicadores do tipo I e tipo II para o Brasil.

4.4.2.1 Renda das Famílias e Emprego

A renda das famílias na matriz brasileira é maior em certos setores por questões metodológicas. Assim, alguns setores com os maiores geradores da renda não podem ser diretamente

comparados com os outros, apesar de ainda, caso necessário, ser possível utilizar o gerador da renda destes, com ressalvas. Entre os principais, aqueles cujos geradores deve se ter cuidado na análise são: *Administração, Saúde e Educação públicas e Seguridade Social e Outros Serviços*.

Dos setores que podem ser analisados, 3 se destacam. O setor de *Pecuária e Pesca* tem um gerador total de 1,04, isto é, para cada 1 real de demanda exógena a mais neste setor, são gerados 1,04 reais a mais de renda em toda a economia. O seu gerador direto é de 0,42 e a participação deste setor na renda total calculada na TRU é de 3,28%. O segundo setor identificado como importante neste quesito é o de *Serviços Prestados às Famílias e Associativa* cujo gerador total é de 0,92, 75% superior ao gerador simples de 0,62. Ou seja, em termos de estimação de impacto na economia, poderíamos estar subestimando quase pela metade o efeito gerador em toda a economia, consequência de uma elevação na demanda deste setor. Também cabe ressaltar que o setor *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestais* é responsável por um gerador total de 0,89, 73% ao gerador simples de 0,51. Em termos diretos, uma elevação na demanda exógena deste setor em 1 real aumenta a renda diretamente e 40 centavos e de modo indireto e induzido em 0,11 centavos e 0,37 centavos respectivamente. Nos multiplicadores do Tipo II destacam quatro setores: *Produtos do Fumo* (9,79), *Alimentos e Bebidas* (9,38), *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (8,46) e *Fabricação de aço e derivados* (7,89). Assim como para o Rio Grande do Sul, o setor de *Produtos do Fumo* é relevante em termos de encadeamentos pela economia, pois este está primariamente concentrado no RS.

Tabela 60: Multiplicadores e Geradores da Renda para a MIP do Brasil de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,29	2,23	0,40	0,11	0,38	0,89
Pecuária e pesca	1,46	2,48	0,42	0,19	0,43	1,04
Indústria extrativa	3,00	6,68	0,07	0,14	0,26	0,47
Alimentos e bebidas	5,24	9,38	0,09	0,36	0,35	0,80
Produtos do fumo	5,35	9,79	0,07	0,32	0,33	0,73
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,90	3,37	0,24	0,22	0,36	0,82
Produtos de madeira - exclusive móveis	2,08	3,84	0,19	0,21	0,33	0,73
Celulose e produtos de papel	2,81	5,37	0,12	0,21	0,30	0,62
Jornais, revistas, discos	1,68	3,20	0,21	0,15	0,33	0,68
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	4,22	8,46	0,06	0,18	0,23	0,47
Álcool	3,17	5,98	0,12	0,25	0,33	0,70
Artigos de borracha e plástico	2,16	4,11	0,14	0,16	0,28	0,58
Produtos de minerais não-metálicos	2,11	4,02	0,16	0,17	0,30	0,63
Fabricação de aço e derivados	3,73	7,89	0,06	0,16	0,25	0,47
Metalurgia de metais não-ferrosos	2,85	5,70	0,09	0,17	0,26	0,51
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,82	3,51	0,18	0,14	0,30	0,62
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	2,16	4,16	0,15	0,17	0,29	0,61
Eletrodomésticos	2,56	4,98	0,12	0,18	0,28	0,59
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,59	6,74	0,07	0,19	0,23	0,49
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,27	4,37	0,14	0,17	0,29	0,60
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	3,91	7,40	0,07	0,21	0,25	0,53
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,58	3,13	0,19	0,11	0,29	0,59
Indústria automobilística	3,27	6,21	0,10	0,22	0,29	0,60
Outros equipamentos de transporte	2,47	4,65	0,12	0,18	0,27	0,57
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,84	3,43	0,20	0,17	0,32	0,68
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	2,21	4,91	0,09	0,11	0,25	0,46
Construção civil	1,53	2,84	0,26	0,14	0,34	0,74
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,25	2,30	0,37	0,09	0,38	0,84
Serviços de Alojamento e alimentação	1,78	3,18	0,26	0,20	0,36	0,82
Transporte, armazenagem e correio	1,52	2,77	0,28	0,14	0,35	0,77
Serviços de informação	1,75	3,35	0,20	0,15	0,32	0,68
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,59	3,21	0,20	0,12	0,33	0,65
Serviços prestados as empresas	1,36	2,49	0,34	0,12	0,38	0,84
Atividades imobiliárias e alugueis	1,64	6,84	0,04	0,03	0,21	0,27
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,23	2,24	0,45	0,11	0,46	1,02
Serviços prestados as famílias e associativa	1,41	2,47	0,37	0,15	0,40	0,93
Outros serviços	1,21	2,06	0,53	0,11	0,46	1,10

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Em termos de geradores do emprego, apesar de um grande número de setores possuir um gerador total de duas a cinco vezes superior ao gerador simples, os principais setores se destacam pelo número total de empregos gerados a cada R\$ 1 milhão em aumento na demanda exógena, e não pelo número de empregos gerados relativamente aos empregos gerados diretamente.. Por exemplo, o setor com o maior gerador total do emprego é o de *Pecuária e pesca* com uma geração de 112 novos empregos a cada R\$ 1 milhão em aumento de demanda exógena. Este valor é 51,6% superior aos 74 empregos gerados estimados no gerador simples. O setor de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* é o segundo com maior número de empregos, representando

12,26% dos empregos calculados na TRU, o que explica em parte o motivo de, dos 109 postos de trabalho gerados no total, 65,7 são criados diretamente neste setor. Já os multiplicadores do Tipo II revelam três setores similares aos que se destacam em termos de renda: *Produtos do Fumo* (35,92), *Fabricação de aço e derivados* (25,68) e *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (23,37).

Tabela 61: Multiplicadores e Geradores do Emprego¹ para a MIP do Brasil de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,15	1,67	65,70	10,13	33,64	109,47
Pecuária e pesca	1,39	2,10	53,30	20,63	38,11	112,04
Indústria extrativa	6,16	19,40	1,77	9,15	23,48	34,40
Alimentos e bebidas	6,98	11,64	6,79	40,62	31,67	79,08
Produtos do fumo	20,97	35,92	1,98	39,48	29,54	71,00
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,67	2,63	33,33	22,22	32,24	87,79
Produtos de madeira - exclusive móveis	2,01	3,44	20,99	21,29	29,99	72,27
Celulose e produtos de papel	5,14	11,23	4,37	18,09	26,60	49,07
Jornais, revistas, discos	1,89	4,58	10,84	9,70	29,15	49,69
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	8,73	23,37	1,43	11,08	20,98	33,50
Álcool	6,36	11,12	6,17	33,06	29,43	68,66
Artigos de borracha e plástico	2,53	6,13	6,87	10,49	24,79	42,15
Produtos de minerais não-metálicos	1,96	4,11	12,54	12,01	26,98	51,53
Fabricação de aço e derivados	8,23	25,68	1,26	9,13	22,05	32,44
Metalurgia de metais não-ferrosos	3,83	10,73	3,32	9,40	22,91	35,63
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,74	4,12	11,22	8,31	26,67	46,20
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	2,74	7,44	5,62	9,78	26,39	41,79
Eletrodomésticos	3,56	9,49	4,30	10,99	25,50	40,78
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	6,05	14,48	2,44	12,34	20,58	35,35
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,90	7,71	5,36	10,19	25,78	41,33
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	5,77	14,09	2,71	12,94	22,54	38,18
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,74	4,64	9,02	6,63	26,20	41,85
Indústria automobilística	6,36	17,00	2,41	12,90	25,64	40,95
Outros equipamentos de transporte	3,97	11,02	3,40	10,10	23,99	37,50
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,63	2,97	21,16	13,27	28,34	62,76
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	3,42	12,47	2,48	6,00	22,46	30,94
Construção civil	1,36	2,44	28,43	10,29	30,61	69,33
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,17	2,14	35,50	6,15	34,45	76,11
Serviços de Alojamento e alimentação	1,57	2,48	35,51	20,21	32,24	87,96
Transporte, armazenagem e correio	1,56	3,46	16,36	9,20	31,09	56,65
Serviços de informação	2,01	5,07	9,48	9,58	29,05	48,12
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	2,94	11,58	3,41	6,62	29,47	39,50
Serviços prestados as empresas	1,31	2,74	24,10	7,55	34,32	65,97
Atividades imobiliárias e aluguéis	1,69	8,17	2,89	2,00	18,74	23,64
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,43	3,86	16,89	7,30	41,01	65,20
Serviços prestados as famílias e associativa	1,30	2,19	40,04	11,94	35,68	87,66
Outros serviços	1,14	1,81	60,93	8,24	40,85	110,02

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010). ¹ Empregos gerados para cada R\$ 1 Milhão de variação

4.4.2.2 Produto, Valor Adicionado e Tributos

O valor adicionado do Brasil compreende indústrias de um mesmo setor, mas de diferentes estados. Assim, este não permite a diferenciação de onde o valor adicionado é criado, o mesmo valendo para o gerador do produto, somente que a magnitude de criação existe, e que há um benefício em termos de valor adicionado ou produto para a economia.

Dois são os principais setores em termos de gerador do valor adicionado. O primeiro setor relevante é o de *Pecuária e Pesca*, com um gerador total de 1,79, 111% superior ao gerador simples de 0,85. O seu gerador direto é de 0,49. O segundo é o setor de *Comércio*, cujo gerador total é de 1,77, ou seja, há uma elevação de 1,77 reais no valor adicionado em toda a economia, após um aumento exógeno na demanda por produtos deste setor em 1 real. O gerador direto é 0,70, e, além deste setor possui o maior gerador entre todos, ele também é o que possui o maior valor adicionado em termos absolutos, representando 13,56% de todo o valor adicionado gerado na economia brasileira. Isto é consequência de uma característica importante deste setor, que é a importância dos salários no seu produto, o que eleva a parcela do valor adicionado. Os setores que se destacam em termos de multiplicadores do Tipo II são os setores de *Alimentos e Bebidas* (9,39), *Material Eletrônico e Equipamentos de Comunicações* (8,89) e *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (8,25).

Tabela 62: Multiplicadores e Geradores do Valor Adicionado para a MIP do Brasil de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,44	2,88	0,58	0,25	0,83	1,66
Pecuária e pesca	1,73	3,64	0,49	0,36	0,94	1,79
Indústria extrativa	1,69	2,84	0,50	0,35	0,58	1,43
Alimentos e bebidas	4,74	9,39	0,17	0,63	0,78	1,58
Produtos do fumo	3,74	7,17	0,21	0,58	0,73	1,52
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	2,16	4,32	0,37	0,43	0,80	1,59
Produtos de madeira - exclusive móveis	2,05	3,87	0,41	0,43	0,74	1,57
Celulose e produtos de papel	2,59	4,84	0,29	0,46	0,66	1,41
Jornais, revistas, discos	1,65	3,06	0,51	0,33	0,72	1,56
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	4,58	8,25	0,14	0,51	0,52	1,16
Álcool	2,04	3,74	0,43	0,44	0,73	1,60
Artigos de borracha e plástico	2,47	4,68	0,28	0,41	0,61	1,29
Produtos de minerais não-metálicos	2,29	4,29	0,33	0,43	0,67	1,43
Fabricação de aço e derivados	2,54	4,40	0,29	0,45	0,54	1,29
Metalurgia de metais não-ferrosos	2,92	5,28	0,24	0,46	0,57	1,27
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	2,01	3,71	0,39	0,39	0,66	1,43
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	2,46	4,63	0,30	0,44	0,65	1,39
Eletrodomésticos	2,68	5,00	0,27	0,46	0,63	1,36
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,83	7,38	0,14	0,40	0,51	1,05
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,55	4,82	0,28	0,43	0,64	1,35
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	4,64	8,89	0,13	0,48	0,56	1,16
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,50	2,69	0,54	0,27	0,65	1,45
Indústria automobilística	3,93	7,54	0,18	0,51	0,63	1,32
Outros equipamentos de transporte	2,91	5,60	0,22	0,42	0,59	1,23
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,92	3,61	0,42	0,38	0,70	1,50
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	1,69	2,82	0,49	0,34	0,55	1,38
Construção civil	1,62	3,07	0,52	0,32	0,76	1,60
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,30	2,50	0,71	0,21	0,85	1,77
Serviços de Alojamento e alimentação	1,88	3,70	0,44	0,39	0,80	1,62
Transporte, armazenagem e correio	1,66	3,22	0,49	0,33	0,77	1,58
Serviços de informação	1,71	3,12	0,51	0,36	0,72	1,58
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,46	2,61	0,63	0,29	0,73	1,65
Serviços prestados as empresas	1,47	2,86	0,61	0,28	0,85	1,74
Atividades imobiliárias e alugueis	1,06	1,56	0,93	0,06	0,46	1,45
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,38	2,91	0,66	0,25	1,01	1,93
Serviços prestados as famílias e associativa	1,65	3,35	0,52	0,34	0,88	1,74
Outros serviços	1,39	2,95	0,64	0,25	1,01	1,90

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Com relação aos geradores totais do produto, destacam-se 4. O setor de *Alimentos e Bebidas* possui um gerador total do produto de 4,04, isto é, a cada 1 real de elevação exógena na demanda deste setor, há uma elevação de 4,04 reais no produto gerado na economia como um todo, sendo este o mais elevado entre todos os setores. Este é 65% superior ao seu gerador simples de 2,45, sendo o impacto indireto na economia de 1,45, enquanto que o impacto induzido é de 1,60. Este setor representa 6,5% de toda a produção calculada pela TRU, sendo o quarto maior em termos de produto, no entanto apenas 2,25% do valor adicionado, indicando que o valor adicionado por este setor é relativamente baixo. Novamente, o setor de *Pecuária e Pesca* é relevante em

termos de geradores, com um gerador total de 3,83, 90,9% superior ao gerador simples de 1,9.

O terceiro setor em termos de gerador total é o de *Produtos de Fumo* com um gerador total de 3,7. Quando comparado com seu gerador simples, cujo valor é de 2,21, encontra-se uma elevação devido à inclusão da renda das famílias de 67,3% no valor do impacto na produção de toda a economia. Os *Produtos de Fumo* representam somente 0,21% da produção total da economia brasileira, mas os encadeamentos pela economia o tornam muito importante em termos de impactos na produção de outros setores.

O setor de *Indústria Automobilística*, que nos geradores das outras variáveis não figura entre os mais importantes, surge com um gerador total do produto de 3,66. Este é 54,8% superior ao seu gerador simples de 2,36. Este setor representa 3,61% de toda a produção na economia brasileira, sendo o 11º neste quesito, mas o 4º em termos de gerador do produto. As interligações do setor de *Indústria Automobilística* geram um efeito positivo sobre a produção, na medida em que este setor demanda muitos insumos da economia brasileira, o que resulta em um gerador elevado.

Tabela 63: Multiplicadores e Geradores do Produto para a MIP do Brasil de 2008

Setores	Multiplicadores		Geradores			Total
	Tipo I	Tipo II	Direto	Indireto	Induzido	
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1,68	3,38	1	0,68	1,70	3,38
Pecuária e pesca	1,91	3,83	1	0,91	1,92	3,83
Indústria extrativa	1,73	2,91	1	0,73	1,19	2,91
Alimentos e bebidas	2,45	4,04	1	1,45	1,60	4,04
Produtos do fumo	2,22	3,71	1	1,22	1,49	3,71
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,99	3,62	1	0,99	1,63	3,62
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,95	3,47	1	0,95	1,51	3,47
Celulose e produtos de papel	2,10	3,44	1	1,10	1,34	3,44
Jornais, revistas, discos	1,76	3,24	1	0,76	1,47	3,24
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	2,21	3,27	1	1,21	1,06	3,27
Álcool	1,93	3,42	1	0,93	1,49	3,42
Artigos de borracha e plástico	2,11	3,36	1	1,11	1,25	3,36
Produtos de minerais não-metálicos	1,98	3,35	1	0,98	1,36	3,35
Fabricação de aço e derivados	2,04	3,16	1	1,04	1,11	3,16
Metalurgia de metais não-ferrosos	2,11	3,27	1	1,11	1,16	3,27
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,98	3,33	1	0,98	1,35	3,33
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	2,08	3,41	1	1,08	1,33	3,41
Eletrodomésticos	2,12	3,40	1	1,12	1,29	3,40
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	2,03	3,07	1	1,03	1,04	3,07
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,08	3,39	1	1,08	1,30	3,39
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	2,17	3,31	1	1,17	1,14	3,31
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	1,64	2,96	1	0,64	1,32	2,96
Indústria automobilística	2,36	3,66	1	1,36	1,29	3,66
Outros equipamentos de transporte	2,11	3,33	1	1,11	1,21	3,33
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,94	3,37	1	0,94	1,43	3,37
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	1,72	2,85	1	0,72	1,13	2,85
Construção civil	1,77	3,31	1	0,77	1,55	3,31
Comércio e serviços de manutenção e reparação	1,43	3,17	1	0,43	1,74	3,17
Serviços de Alojamento e alimentação	1,95	3,58	1	0,95	1,63	3,58
Transporte, armazenagem e correio	1,78	3,35	1	0,78	1,57	3,35
Serviços de informação	1,69	3,16	1	0,69	1,47	3,16
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	1,52	3,01	1	0,52	1,49	3,01
Serviços prestados as empresas	1,56	3,30	1	0,56	1,73	3,30
Atividades imobiliárias e alugueis	1,11	2,06	1	0,11	0,95	2,06
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1,49	3,56	1	0,49	2,07	3,56
Serviços prestados as famílias e associativa	1,72	3,52	1	0,72	1,80	3,52
Outros serviços	1,52	3,58	1	0,52	2,06	3,58

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Os tributos são arrecadados e redistribuídos desigualmente pelo Brasil, não sendo possível identificar, a partir da matriz brasileira, estes fluxos compensatórios. No entanto, é possível identificar a magnitude da elevação na arrecadação de impostos advindos de aumentos exógenos de demanda. Os principais setores em termos de geradores dos impostos na economia brasileira pertencem à indústria de transformação. O principal é o setor de *Produtos do Fumo*, que possui um gerador direto dos tributos de 0,73, sendo o primeiro neste quesito. Como explicado para o RS, este setor possui uma carga tributária elevada que resulta em uma geração de impostos importante para o governo com uma arrecadação de impostos líquidos que representa 2,17% do valor total

arrecadado.

Outro setor relevante é o de *Eletrodomésticos*, setor este que possui problemas para ser analisado na matriz do RS, devido à arrecadação se dar em um estado diferente do que ocorreu a produção. Porém, para a matriz brasileira, este problema não acontece e é possível ver a sua relevância, sendo o setor com o segundo maior gerador direto com um valor de 0,72. Este setor da indústria possui uma carga tributária relativamente aos outros setores mais elevada, conjuntamente com o setor de produtos de fumo, apesar de ser responsável por apenas 1,98% da arrecadação total de impostos.

Tabela 64: Multiplicadores e Geradores dos Tributos para a MIP do Brasil de 2008

Setores	IIL	VBP	COEF
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	9668	179586	0,054
Pecuária e pesca	7448	99800	0,075
Indústria extrativa	3483	166144	0,021
Alimentos e bebidas	44238	344690	0,128
Produtos do fumo	8171	11213	0,729
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	13506	107257	0,126
Produtos de madeira - exclusive móveis	2093	22568	0,093
Celulose e produtos de papel	5582	47362	0,118
Jornais, revistas, discos	3074	37582	0,082
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	62089	367162	0,169
Álcool	1838	23466	0,078
Artigos de borracha e plástico	5233	61305	0,085
Produtos de minerais não-metálicos	6683	50349	0,133
Fabricação de aço e derivados	5331	106284	0,050
Metalurgia de metais não-ferrosos	2092	37291	0,056
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	8002	73183	0,109
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	19899	101386	0,196
Eletrodomésticos	8768	12339	0,711
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	3689	22567	0,163
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	7848	47974	0,164
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	9416	32726	0,288
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	4841	15187	0,319
Indústria automobilística	32385	191467	0,169
Outros equipamentos de transporte	2871	37185	0,077
Móveis e produtos das indústrias diversas	10091	44548	0,227
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	36795	165100	0,223
Construção civil	7668	242972	0,032
Comércio e serviços de manutenção e reparação	2094	493241	0,004
Serviços de Alojamento e alimentação	12731	104315	0,122
Transporte, armazenagem e correio	16863	262121	0,064
Serviços de informação	38209	193620	0,197
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	21731	277709	0,078
Serviços prestados as empresas	9312	208921	0,045
Atividades imobiliárias e aluguéis	1731	226958	0,008
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	1845	614917	0,003
Serviços prestados as famílias e associativa	7379	111358	0,066
Outros serviços	7058	166769	0,042

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

4.4.2.3 Índice de Hirschmann-Rasmussen e Índice Puro de Ligação (GHS)

A análise do índice de Hirschmann- Rasmussen é composta pelos índices de ligação para a frente e para trás. Quando um setor possui ambos estes índices acima da média, considera-se este como um setor-chave. Foram identificados 4 setores com possuem ambos os índices de ligação acima da média, elencados abaixo em ordem de importância no somatório dos dois índices. *Alimentos e Bebidas, Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos, Fabricação de Aço e Derivados e Produtos de Metal, Exclusive Máquinas e Equipamentos*. Quando observamos os índices de ligação puros, os resultados destacam setores, em sua maioria, diferentes dos destacados pelo índice de H-R: *Alimentos e Bebidas, Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos, Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação e Transporte, Armazenagem e Correio*. A capacidade de isolarmos os impactos da produção que este índice oferece modifica a visão sobre a economia brasileira e permite identificar os efeitos puros dos impactos de cada setor e em cada setor. Quando os resultados de ambos os tipos de índices são considerados, identifica-se que os setores da indústria extrativa e da indústria de transformação, bem como parte do complexo metal-mecânico são os setores chaves da economia brasileira. Além dos setores chaves é possível destacar mais três setores: com relação somente a índice de H-R para trás, os setores da *Indústria Automobilística e Produtos do Fumo* se destacam com valores de 1,25 e 1,17 respectivamente, indicando que eles possuem uma conexão para trás entre 17% e 25% acima da média. Já com relação aos índices puros para frente, o setor de *Serviços Prestados às Empresas* é o terceiro mais importante com um PFLN de 3,1.

Tabela 65: Índices de Hirschmann-Rasmussen e Índices de Ligação Puros para frente e para trás para a MIP do Brasil para 2008

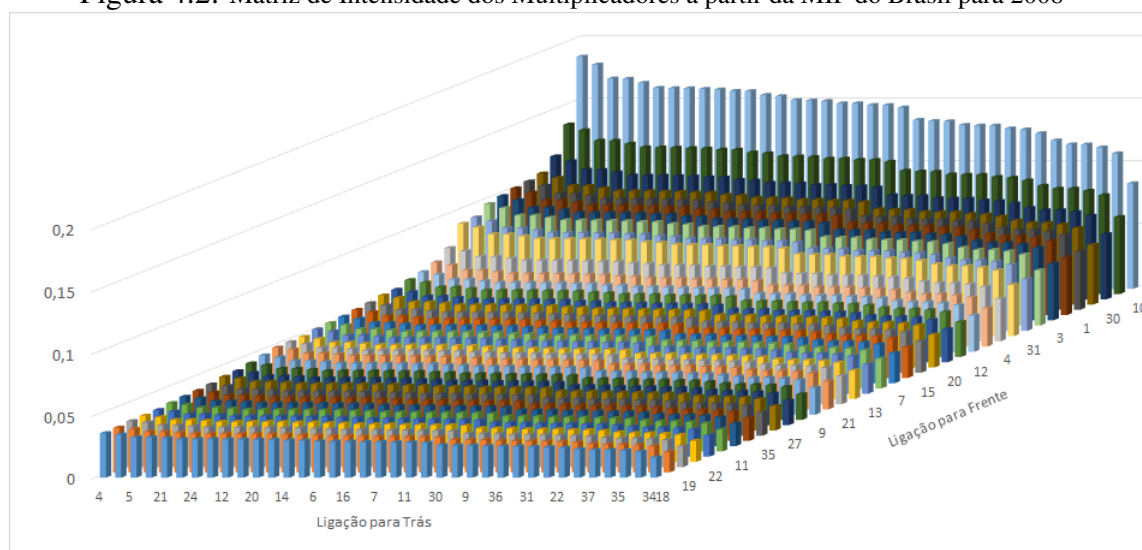
Setores	BL	FL	PBLN	PFLN	PTLN
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	0,89	1,56	0,81	1,93	1,37
Pecuária e pesca	1,01	0,79	0,49	1,15	0,82
Indústria extrativa	0,91	1,51	0,67	2,00	1,34
Alimentos e bebidas	1,29	1,13	4,76	1,17	2,97
Produtos do fumo	1,17	0,54	0,25	0,00	0,12
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acessórios e calçados	1,05	0,82	0,90	0,26	0,58
Produtos de madeira - exclusive móveis	1,03	0,81	0,07	0,30	0,18
Celulose e produtos de papel	1,11	0,93	0,30	0,50	0,40
Jornais, revistas, discos	0,93	0,72	0,15	0,49	0,32
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	1,17	2,82	1,78	4,10	2,93
Álcool	1,02	0,60	0,22	0,21	0,21
Artigos de borracha e plástico	1,11	0,97	0,17	0,98	0,57
Produtos de minerais não-metálicos	1,05	0,78	0,10	0,82	0,46
Fabricação de aço e derivados	1,08	1,36	0,48	1,35	0,92
Metalurgia de metais não-ferrosos	1,12	0,84	0,26	0,42	0,34
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1,05	1,02	0,39	0,90	0,64
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1,10	0,75	1,54	0,37	0,96
Eletrodomésticos	1,12	0,54	0,24	0,01	0,13
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1,07	0,56	0,38	0,03	0,21
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1,10	0,88	0,32	0,56	0,44
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1,15	0,75	0,41	0,17	0,29
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	0,87	0,57	0,14	0,04	0,09
Indústria automobilística	1,25	0,87	2,51	0,50	1,51
Outros equipamentos de transporte	1,12	0,69	0,43	0,05	0,24
Móveis e produtos das indústrias diversas	1,02	0,59	0,61	0,16	0,39
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	0,91	1,47	0,43	1,90	1,16
Construção civil	0,93	0,66	2,88	0,64	1,76
Comércio e serviços de manutenção e reparação	0,76	2,06	2,06	3,59	2,82
Serviços de Alojamento e alimentação	1,03	0,61	1,56	0,32	0,94
Transporte, armazenagem e correio	0,94	1,73	1,35	2,61	1,98
Serviços de informação	0,89	1,37	0,50	2,37	1,43
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	0,80	1,59	0,80	2,62	1,71
Serviços prestados as empresas	0,83	1,54	0,36	3,10	1,73
Atividades imobiliárias e aluguéis	0,59	0,75	0,38	0,72	0,55
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	0,79	0,62	5,50	0,20	2,86
Serviços prestados as famílias e associativa	0,91	0,65	1,22	0,35	0,79
Outros serviços	0,80	0,56	1,57	0,11	0,84

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

4.4.3 Comparação Estrutural das Economias Brasileira e Gaúcha

Para a comparação estrutural entre as economias brasileiras e gaúchas, procedemos através da metodologia de Matriz de Intensidade dos Multiplicadores (MIM). Selecionamos a economia brasileira como base de comparação a fim de avaliarmos como a importância de cada setor diverge para a economia gaúcha. Ambas as matrizes foram compatibilizadas e são comparadas para o mesmo ano de 2008. Assim, fatores externos comuns e externos à ambas as economias são controlados, permitindo uma melhor comparação entre as estruturas setoriais. As linhas representam

Figura 4.2: Matriz de Intensidade dos Multiplicadores a partir da MIP do Brasil para 2008*



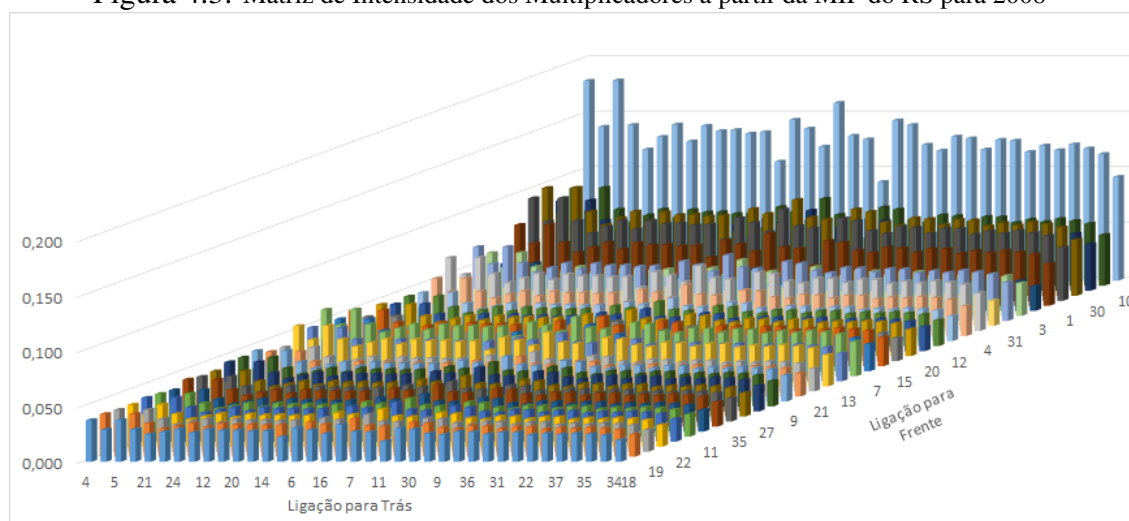
*Os setores no eixo horizontal estão ordenados da esquerda para a direita em termos de ligação para trás, e no eixo vertical de cima para baixo em termos de ligação para frente.

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

a hierarquia das ligações para frente, enquanto as colunas apresentam o mesmo para as ligações para trás. A natureza da hierarquia é tal que o quadrante noroeste apresenta a maior elevação e a inclinação da superfície se reduz em direção ao sul e à leste do gráfico. A ordenação da hierarquia nas linhas para as ligações para frente e a hierarquia nas colunas para a ligação para trás é a mesma na análise dos setores chaves dos índices de Hirschmann-Rasmussen. Para fins de facilitar a comparação entre as economias, os setores foram mantidos no ordenamento dado pela estrutura brasileira. Também foram mantidos os números de cada setor no gráfico a fim de torná-lo mais limpo. Em termos de ligação para trás, a matriz intensidade destaca os setores 4 (Alimentos e Bebidas) e 23 (Indústria Automobilística), mas, de modo geral, o decaimento é suave. Em termos de ligação para frente, a matriz de intensidade brasileira possui um caimento forte entre o setor mais importante 10 (Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos) e o segundo, setor 28 (Comércio e serviços de manutenção e reparação). Além destes, mais 8 outros setores se destacam em termos de intensidade: setor 30, (Transporte, Armazenagem e Correio), 32 (Intermediação Financeira, Seguros e Previdência Complementar e Serviços Relacionados), 1 (Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal), 33 (Serviços Prestados às empresas), 3 (Indústria Extrativa), 26 (Produção e Distribuição de Eletricidade e Gás, Água, Esgoto e Limpeza Urbana), 31 (Serviços de Informação) e 14 (Fabricação de Aço e Derivados).

Quando são comparados os principais setores da economia brasileira e gaúcha, os resultados podem ser divididos para as similaridades econômicas em termos de índices de ligação para frente e para trás. Analisando o gráfico, é possível identificar que o decaimento na matriz intensidade gaúcha, a partir da ligação para frente (na vertical), é muito parecido ao brasileiro. O setor 10

Figura 4.3: Matriz de Intensidade dos Multiplicadores a partir da MIP do RS para 2008*



*Os setores no eixo horizontal estão ordenados da esquerda para a direita em termos de ligação para trás, e no eixo vertical de cima para baixo em termos de ligação para frente.
Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014)

(Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos) se destaca para a economia gaúcha, assim como para a brasileira. Além disso, os 6 setores mais importantes para o Brasil também o são para o RS, em ordem muito parecida. Isto sinaliza que há uma semelhança elevada entre os principais setores em termos de ligação para frente. Por outro lado, em termos de encadeamentos para trás na economia gaúcha, os principais setores divergem bastante da brasileira. Caso a estrutura econômica gaúcha em termos de ligação para trás fosse semelhante à brasileira, seria possível perceber um decaimento nos valores, iniciando-se com os mais elevados à esquerda no gráfico e reduzindo-se gradualmente em direção ao lado direito. Este movimento acontece de maneira muito tímida, com, por exemplo, o terceiro setor mais importante em encadeamentos para trás do RS, 29 (Serviços de Alojamento e Alimentação) ocupando apenas a 18ª posição no ranking para o Brasil. Além disso, o segundo setor mais importante para o Brasil, 23 (Indústria Automobilística), é apenas o 10º para o RS. Mesmo que os dois principais setores para o Brasil também sejam o 1º e o 3º mais importantes para o RS e indicam uma similaridade neste sentido entre as duas economias, a ordenação do restante dos setores para o RS não sinalizam qualquer outra semelhança entre as estruturas econômicas. É possível inferir, então, que os impactos econômicos das quebras de safra terão resultados diferentes nas duas economias, elevando a importância desta análise tanto na matriz gaúcha quanto na brasileira.

4.4.4 Impactos da Quebra da Safra de Soja para o Rio Grande do Sul

As análises são sempre feitas em termos das perdas em cada variável de interesse, e destacados os setores com as maiores quedas. Como as perdas em cada uma das quebras foram muito

parecidas, sempre as explicamos apontando os valores da safra de 2012 cujo impacto foi o menor, e da safra de 2005 que possuiu o efeito mais forte sobre todas as variáveis, sendo que os valores para a safra de 2004 estão sempre entre os valores das outras quebras. Todos os valores são analisados em termos do ano base das matrizes insumo produto. Os impactos foram estimados a partir de uma queda na demanda final dos setores produtores de *Soja em Grão*. Assim, a proporção de perda de uma quebra de safra para a outra é a mesma, pois consideramos o padrão de produção de cada setor dada pela MIP do RS para o ano de 2008, para as três quebras de safra.

A tabela 66 mostra os impactos decorrentes das quebras de safra para os anos de 2004, 2005 e 2012 em cada setor. Nota-se que as quebras de safra impactaram na produção do estado do RS entre R\$ 8,9 Bilhões e R\$ 7,8 Bilhões em cada um dos anos, com o setor de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* sendo o mais impactado de modo total, alcançando uma queda na produção deste entre R\$ 3,4 Bilhões e R\$ 3,8 Bilhões. O segundo setor mais prejudicado é o de *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* com uma queda na produção estimada entre R\$ 1,1 Bilhão e R\$1,2 Bilhão. Todo o impacto neste setor ocorreu de modo indireto e induzido, devido à sua importância como setor-chave, identificado pela análise via índice de H-R e também pelos índices puros de ligação GHS. O setor de *Pecuária e Pesca* foi o terceiro mais impactado, com perdas entre R\$ 604 Milhões e R\$ 608 Milhões. Como os setores *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* e *Pecuária e Pesca* são os dois produtores de *Soja em Grão*, são os únicos com perdas diretas ocasionadas pela queda na demanda final destes setores. Todos os outros setores são influenciados de modo indireto e induzido, a partir das perdas diretas destes dois setores, tornando razoável o fato de estarem entre os dois mais impactados. Outro setor cuja produção foi fortemente prejudicada pela quebra da safra de soja é o de *Alimentos e Bebidas*, com perdas entre R\$ 443 Milhões e R\$ 504 Milhões. Isto ocorre devido a este setor consumir uma fatia elevada da renda das famílias e conseqüentemente é muito prejudicado quando há uma queda na renda advinda das exportações.

O impacto negativo na geração de valor adicionado total variou entre R\$ 3,6 Bilhões e R\$ 4,2 Bilhões ocorrendo principalmente nos setores de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* (entre R\$ 2,04 Bilhões e R\$ 2,3 Bilhões), *Pecuária e Pesca* (entre R\$ 283 Milhões e R\$ 323 Milhões) e *Atividades Imobiliárias e Aluguéis* (entre R\$ 212,5 Milhões e R\$ 241,9 Milhões). O impacto total no VA representou no PIB em 2004, 2005 e 2012, respectivamente, 1,96%, 2,96% e 2,54%. Ou seja, o PIB seria 2 p.p a 3 p.p superior somente quando consideramos o efeito sobre o valor adicionado da safra de soja.

A tabela 67 apresenta os impactos em termos de perda de renda e redução no número de empregos. As três quebras de safra analisadas entre 2004 e 2012 resultaram em uma redução nos postos de trabalhos gerados entre 203,9 Mil e 232,2 Mil. Os setores mais prejudicados foram *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* (entre 140,4 Mil e 159,9 Mil), *Pecuária e Pesca* (entre 19,8 Mil e 22,5 Mil) e *Outros Serviços* (entre 9,8 Mil e 11,2 Mil). Já a renda obtida no Rio Grande do Sul foi impactada negativamente entre R\$ 1,39 Bilhão em 2012 e R\$ 1,58 Bilhão em 2005, em valores de 2008. O terceiro mais prejudicado foi o de *Outros Serviços* com uma queda

Tabela 66: Impactos no Produto e Valor Adicionado do RS para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)

Setores	Produto			Valor Adicionado		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	3.450.875	3.876.752	3.405.277	2.066.886	2.321.962	2.039.575
Pecuária e pesca	612.593	688.193	604.498	287.785	323.301	283.982
Indústria extrativa	10.118	11.367	9.985	4.400	4.943	4.342
Alimentos e bebidas	449.508	504.983	443.569	60.147	67.570	59.352
Produtos do fumo	25.771	28.951	25.431	2.382	2.676	2.350
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acess. e calçados	177.818	199.763	175.469	58.920	66.192	58.142
Produtos de madeira - exclusive móveis	10.454	11.744	10.316	4.690	5.269	4.628
Celulose e produtos de papel	17.426	19.576	17.196	4.830	5.426	4.766
Jornais, revistas, discos	29.793	33.469	29.399	16.614	18.665	16.395
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	1.116.076	1.253.813	1.101.329	74.833	84.069	73.844
Álcool	-	-	-	-	-	-
Artigos de borracha e plástico	18.538	20.826	18.293	4.630	5.202	4.569
Produtos de minerais não-metálicos	12.066	13.555	11.907	4.443	4.991	4.384
Fabricação de aço e derivados	4.833	5.430	4.770	1.196	1.344	1.180
Metalurgia de metais não-ferrosos	943	1.059	930	327	367	323
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	22.101	24.829	21.809	9.054	10.172	8.935
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	7.655	8.600	7.554	2.013	2.261	1.986
Eletrodomésticos	37.789	42.453	37.290	10.052	11.293	9.920
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	8.459	9.503	8.348	3.389	3.807	3.344
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	6.636	7.454	6.548	1.839	2.066	1.815
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	15.833	17.788	15.624	6.337	7.119	6.254
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	16.789	18.861	16.567	9.235	10.375	9.113
Indústria automobilística	105.959	119.035	104.559	23.555	26.462	23.244
Outros equipamentos de transporte	11.636	13.072	11.483	3.241	3.641	3.198
Móveis e produtos das indústrias diversas	65.322	73.384	64.459	25.434	28.573	25.098
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	117.808	132.347	116.251	49.094	55.153	48.445
Construção civil	16.548	18.590	16.329	8.712	9.787	8.597
Comércio e serviços de manutenção e reparação	206.007	231.431	203.285	145.550	163.512	143.627
Serviços de Alojamento e alimentação	115.906	130.210	114.375	41.920	47.093	41.366
Transporte, armazenagem e correio	200.152	224.853	197.507	94.545	106.213	93.296
Serviços de informação	133.055	149.475	131.296	66.353	74.542	65.477
Intermediação financeira, seguros e previdência comp	269.771	303.064	266.207	170.109	191.102	167.861
Serviços prestados as empresas	106.400	119.531	104.994	60.589	68.067	59.789
Atividades imobiliárias e aluguéis	225.946	253.830	222.960	215.371	241.950	212.525
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	17.153	19.270	16.926	11.105	12.475	10.958
Serviços prestados as famílias e associativa	91.846	103.181	90.633	46.476	52.211	45.862
Outros serviços	219.141	246.186	216.246	137.843	154.854	136.022
Total	7.954.727	8.936.429	7.849.618	3.733.900	4.194.705	3.684.562

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014)

na renda entre R\$ 106,1 Milhões e R\$ 120,8 Milhões, atrás do setor de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* (entre R\$ 679,4 Milhões e R\$ 773,5 Milhões) e *Pecuária e Pesca* (entre R\$ 119,4 Milhões e R\$ 135,9 Milhões)

As perdas em termos de arrecadação podem ser medidas a partir dos geradores dos tributos líquidos de subsídios. A perda em termos de tributos variou entre R\$ 704,2 Milhões e R\$ 801,7 Milhões. Os setores mais prejudicados foram os de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* (perdas entre R\$ 148,7 Milhões e R\$ 169,3 Milhões), *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (queda entre R\$ 122,5 Milhões e R\$ 139,4 Milhões) e *Pecuária e Pesca* (perdas entre R\$ 36,5 Milhões e R\$ 4,6 Milhões). De modo geral, a queda das exportações provenientes de uma quebra de safra da soja gera impactos em quatro principais setores: *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal*, *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos*, *Pecuária e Pesca* e *Alimentos e Bebidas*.

Quando analisamos da ótica produtiva, e consideramos os setores cuja produção é impactada devido à redução na disponibilidade de insumos, vemos que os efeitos são potencialmente muito maiores. O gerador de ligação para a frente, considera que, a queda na produção de soja impacta a produção dos outros setores, pois estes não possuem como substituir os insumos. O mais provável é que os efeitos sejam menores do que os indicados pelo gerador pois na economia real há a possibilidade de substituição. Mesmo assim, o gerador de ligação para a frente nos dá uma métrica de perdas possíveis. Assim, as estimativas indicam que as perdas em termos de produção decorrentes da falta de insumos podem chegar em até R\$ 17,1 Bilhões, como medido em 2005. O setor mais impactado foi a própria *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* com perdas que podem chegar entre R\$ 3,3 Bilhões e R\$ 3,7 Bilhões. Outros setores impactados foram os de *Produtos do Fumo* (perdas entre R\$ 1,58 Bilhão e R\$ 1,8 Bilhão) e *Alimentos e Bebidas* (perdas entre R\$ 1,25 Bilhão e R\$ 1,42 Bilhão).

4.4.5 Impactos da Quebra da Safra de Soja para o Brasil

Os impactos na produção brasileira decorrentes de uma quebra de safra da soja causaram perdas totais entre R\$ 11,01 Bilhões e R\$ 12,54 Bilhões. Os principais setores prejudicados foram *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* (entre R\$ 3,63 Bilhões e R\$ 4,13 Bilhões), *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (entre R\$ 1,29 Bilhão e R\$ 1,47 Bilhão), *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação* (entre R\$ 835,5 Milhões e R\$ 951,2 Milhões) e *Alimentos e Bebidas* com perdas entre R\$ 628,3 Milhões e R\$ 715,2 Milhões. Com relação às perdas estimadas em termos de valor adicionado na economia brasileira, estas foram entre R\$ 5,15 Bilhões e R\$ 6,4 Bilhões. Os setores mais prejudicados em termos de valor adicionado são muito semelhantes aos que mais sofreram em termos de produto, com perdas na *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* entre R\$ 2,08 Bilhões e R\$ 2,37 Bilhões, entre R\$ 592,7 Milhões e R\$ 674,8 Milhões no setor de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação* e entre R\$ 406 Milhões e R\$ 462 Milhões no setor de *Atividades Imobiliárias e Aluguéis*. Os valores das perdas totais em valor adicionado são 46% superiores aos obtidos pela MIP do RS, o que implica que 68,18% dos maiores

Tabela 67: Impactos na Renda e no Emprego do RS para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)

Setores	Renda			Emprego ¹		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	688.564	773.540	679.465	142.366	159.935	140.485
Pecuária e pesca	121.018	135.953	119.419	20.084	22.562	19.818
Indústria extrativa	2.369	2.661	2.338	214	240	211
Alimentos e bebidas	36.367	40.855	35.886	2.674	3.004	2.639
Produtos do fumo	2.147	2.412	2.119	41	46	41
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acess e calçados	41.954	47.132	41.400	4.267	4.794	4.211
Produtos de madeira - exclusive móveis	2.405	2.702	2.373	222	250	219
Celulose e produtos de papel	2.647	2.974	2.612	124	139	122
Jornais, revistas, discos	9.399	10.559	9.275	556	625	549
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	26.549	29.826	26.198	769	864	759
Álcool	-	-	-	-	-	-
Artigos de borracha e plástico	2.554	2.870	2.521	133	150	132
Produtos de minerais não-metálicos	2.978	3.345	2.939	194	218	191
Fabricação de aço e derivados	402	451	396	10	11	10
Metalurgia de metais não-ferrosos	261	293	258	10	11	10
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	4.459	5.010	4.401	262	294	259
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1.146	1.288	1.131	43	49	43
Eletrodomésticos	6.752	7.585	6.662	433	486	427
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1.413	1.587	1.394	56	63	56
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1.124	1.263	1.109	46	52	45
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	2.681	3.011	2.645	101	113	100
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	3.855	4.331	3.804	142	159	140
Indústria automobilística	11.207	12.590	11.059	382	429	377
Outros equipamentos de transporte	1.324	1.487	1.306	79	88	77
Móveis e produtos das indústrias diversas	10.799	12.132	10.656	901	1.012	889
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	14.070	15.806	13.884	503	565	496
Construção civil	5.016	5.635	4.950	449	504	443
Comércio e serviços de manutenção e reparação	71.978	80.861	71.027	6.558	7.368	6.472
Serviços de Alojamento e alimentação	36.752	41.288	36.266	4.133	4.643	4.078
Transporte, armazenagem e correio	44.744	50.266	44.153	2.709	3.043	2.673
Serviços de informação	19.732	22.167	19.471	1.027	1.154	1.014
Intermediação financeira, seguros e previdência comp	32.670	36.702	32.238	1.028	1.155	1.015
Serviços prestados as empresas	52.939	59.472	52.240	3.128	3.514	3.086
Atividades imobiliárias e aluguéis	12.095	13.588	11.936	779	875	768
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	7.492	8.416	7.393	232	260	229
Serviços prestados as famílias e associativa	19.116	21.475	18.863	2.046	2.298	2.019
Outros serviços	107.538	120.810	106.117	9.999	11.233	9.867
Total	1.408.517	1.582.344	1.389.905	206.698	232.207	203.967

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014). ¹ Empregos perdidos para cada R\$ 1 Milhão de variação

Tabela 68: Impactos na Arrecadação de Tributos Líquidos e na Ligação para Frente do RS para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)

Setores	Tributos Líquidos			Ligação para Frente		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	150.704	169.302	148.712	3.370.742	3.786.730	3.326.203
Pecuária e pesca	37.005	41.572	36.516	1.199.012	1.346.984	1.183.169
Indústria extrativa	2.218	2.491	2.188	216.151	242.827	213.295
Alimentos e bebidas	34.334	38.572	33.881	1.268.608	1.425.169	1.251.846
Produtos do fumo	5.530	6.213	5.457	1.604.665	1.802.698	1.583.462
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acess e calçados	12.835	14.418	12.665	320.994	360.608	316.753
Produtos de madeira - exclusive móveis	719	808	709	413.557	464.594	408.092
Celulose e produtos de papel	2.150	2.415	2.121	373.929	420.076	368.988
Jornais, revistas, discos	1.877	2.109	1.853	267.444	300.450	263.910
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	124.146	139.467	122.505	67.359	75.672	66.469
Álcool	-	-	-	-	-	-
Artigos de borracha e plástico	963	1.082	950	195.057	219.130	192.480
Produtos de minerais não-metálicos	1.368	1.537	1.350	228.781	257.015	225.758
Fabricação de aço e derivados	217	244	214	137.929	154.951	136.107
Metalurgia de metais não-ferrosos	42	48	42	210.952	236.986	208.165
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	1.894	2.128	1.869	192.149	215.862	189.610
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	706	793	697	171.571	192.745	169.304
Eletrodomésticos	202.285	227.249	199.612	184.073	206.790	181.641
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1.375	1.545	1.357	164.785	185.121	162.607
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	826	928	816	179.781	201.968	177.405
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	2.606	2.928	2.572	182.695	205.242	180.281
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	2.738	3.076	2.702	231.801	260.407	228.738
Indústria automobilística	11.210	12.593	11.061	154.592	173.671	152.550
Outros equipamentos de transporte	-329	-370	-325	172.354	193.624	170.077
Móveis e produtos das indústrias diversas	8.717	9.793	8.602	211.844	237.988	209.045
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	28.430	31.938	28.054	155.004	174.133	152.956
Construção civil	354	398	349	253.181	284.426	249.835
Comércio e serviços de manutenção e reparação	347	389	342	297.976	334.750	294.039
Serviços de Alojamento e alimentação	13.040	14.650	12.868	665.248	747.347	656.458
Transporte, armazenagem e correio	9.896	11.118	9.766	217.096	243.888	214.227
Serviços de informação	24.834	27.899	24.506	211.702	237.828	208.904
Intermediação financeira, seguros e previdência comp	14.293	16.057	14.104	212.831	239.097	210.019
Serviços prestados as empresas	3.031	3.405	2.991	335.812	377.255	331.375
Atividades imobiliárias e aluguéis	1.380	1.550	1.361	177.375	199.265	175.031
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	30	34	30	365.104	410.161	360.279
Serviços prestados as famílias e associativa	5.020	5.639	4.953	278.170	312.499	274.494
Outros serviços	6.904	7.757	6.813	338.081	379.804	333.614
Total	713.696	801.774	704.266	15.228.406	17.107.761	15.027.186

Fonte dos Dados Brutos: FEE (2014).

impactos se dão na economia gaúcha, com menos de um terço do impacto ocorrendo no resto do Brasil.

Quando observamos as perdas em emprego e renda, os impactos no Brasil são muito superiores aos que ocorreram no RS. Estima-se que ocorreram perdas em postos de trabalho que podem chegar entre 356 Mil na quebra de safra em 2012 até 405 Mil na quebra ocorrida em 2005. O setor mais impactado é o de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* com perdas na geração de postos de trabalho entre 238,4 Mil e 271,5 Mil. Os outros setores sofreram impactos bem inferiores aos encontrados no anterior, com o segundo setor mais impactado, *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*, sofrendo perdas entre 29,6 Mil e 33,7 Mil. O setor de *Outros Serviços* foi o terceiro em termos de queda, com estimativas entre 19,1 Mil e 21,8 Mil postos de trabalho a menos. Por último, cabe destacar o quarto setor em termos de perdas, *Pecuária e Pesca*, com uma estimativa de redução no número de postos de trabalho entre 14,5 Mil e 16,5 Mil.

Quando analisamos os impactos em termos de renda gerada, as perdas estimadas ficaram entre R\$ 2,9 Bilhões em 2012 e R\$ 3,03 Bilhões em 2005. A análise dos impactos na renda é muito semelhante aos resultados encontrados sobre o emprego. O setor mais prejudicado é o de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* com perdas que podem chegar entre R\$ 1,44 Bilhão e R\$ 1,64 Bilhão, muito superior às perdas do setor de *Comércio e Serviços de Manutenção e Reparação*, o segundo mais prejudicado, com perdas que podem chegar entre R\$ 305,5 Milhões e R\$ 347,9 Milhões. Por último, o terceiro setor mais impactado foi o setor de *Outros Serviços*, com perdas que ficaram entre 167,8 Milhões e 191 Milhões.

As perdas estimadas em termos de arrecadação de tributos líquidos ficaram entre R\$ 942 Milhões e R\$ 1,07 Bilhão. As perdas em arrecadação de tributos líquidos são 33,7% superiores às obtidas para o Rio Grande do Sul e, aproximadamente 74,7% da queda na arrecadação ocorre à nível estadual, o que é esperado, já que a maior parte da queda na demanda ocorre dentro do RS.

Os setores mais prejudicados foram os de *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos* (queda entre R\$ 218,2 Milhões e R\$ 248,4 Milhões), *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal* (perdas entre R\$ 195,3 Milhões e R\$ 222,4 Milhões), e *Alimentos e Bebidas* (perdas entre R\$ 80,6 Milhões e R\$ 91,8 Milhões). De modo geral, a queda das exportações provenientes de uma quebra de safra da soja gera impactos para o Brasil nos mesmos quatro principais setores influenciados no Rio Grande do Sul. Isto ocorre apesar de o ordenamento para os setores através da Matriz de Intensidade dos Multiplicadores ser diferente entre o Brasil e o RS, mas sim devido aos encaideamentos do setor de *Agricultura, Silvicultura e Exploração Florestal*, serem muito semelhantes entre as duas regiões.

Quando observamos o gerador de ligação para frente as perdas totais na produção decorrente de uma quantidade menor de insumos podem chegar até R\$ 19,1 Bilhões de reais, como o estimado para 2005. Quando comparado ao Rio Grande do Sul, as perdas para o Brasil foram 11,8% superiores. Com base na comparação entre os geradores para cada variável entre Rio Grande do Sul e Brasil, é relevante apontar que os geradores da matriz gaúcha são via de regra, para cada setor, inferiores aos geradores da matriz brasileira. Como a matriz brasileira inclui o es-

Tabela 69: Impactos no Produto e Valor Adicionado do Brasil para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)

Setores	Produto			Valor Adicionado		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	3.677.751	4.131.627	3.629.155	2.115.978	2.377.113	2.088.018
Pecuária e pesca	276.475	310.595	272.822	135.603	152.338	133.811
Indústria extrativa	323.259	363.153	318.988	162.458	182.508	160.312
Alimentos e bebidas	636.705	715.281	628.292	106.998	120.203	105.584
Produtos do fumo	18.309	20.568	18.067	3.893	4.373	3.841
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acess e calçados	198.190	222.649	195.572	72.968	81.973	72.004
Produtos de madeira - exclusive móveis	24.186	27.171	23.866	9.826	11.039	9.697
Celulose e produtos de papel	61.230	68.787	60.421	17.841	20.043	17.605
Jornais, revistas, discos	60.756	68.254	59.953	31.016	34.844	30.607
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	1.308.008	1.469.431	1.290.725	184.686	207.478	182.246
Álcool	51.796	58.188	51.111	22.132	24.864	21.840
Artigos de borracha e plástico	92.022	103.379	90.806	25.455	28.596	25.119
Produtos de minerais não-metálicos	27.561	30.963	27.197	9.183	10.316	9.061
Fabricação de aço e derivados	58.287	65.481	57.517	17.049	19.153	16.824
Metalurgia de metais não-ferrosos	22.796	25.609	22.495	5.477	6.153	5.405
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	71.462	80.281	70.518	27.556	30.957	27.192
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	33.833	38.009	33.386	10.174	11.430	10.040
Eletrodomésticos	23.935	26.888	23.618	6.498	7.300	6.412
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	8.826	9.916	8.710	1.261	1.417	1.245
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	38.342	43.074	37.836	10.735	12.059	10.593
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	21.604	24.271	21.319	2.829	3.179	2.792
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	12.598	14.153	12.432	6.801	7.640	6.711
Indústria automobilística	174.317	195.830	172.014	30.555	34.326	30.151
Outros equipamentos de transporte	21.073	23.674	20.795	4.640	5.213	4.579
Móveis e produtos das indústrias diversas	62.305	69.994	61.482	25.891	29.086	25.549
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	293.779	330.035	289.897	143.909	161.669	142.007
Construção civil	31.975	35.921	31.552	16.654	18.709	16.434
Comércio e serviços de manutenção e reparação	846.741	951.239	835.553	600.683	674.814	592.746
Serviços de Alojamento e alimentação	183.149	205.751	180.729	80.444	90.372	79.381
Transporte, armazenagem e correio	507.516	570.149	500.810	249.794	280.621	246.493
Serviços de informação	291.977	328.010	288.119	147.837	166.082	145.884
Intermediação financeira, seguros e previdência comp	479.896	539.121	473.555	303.064	340.466	299.060
Serviços prestados as empresas	270.323	303.683	266.751	164.422	184.714	162.250
Atividades imobiliárias e aluguéis	444.244	499.069	438.374	411.621	462.419	406.182
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	40.060	45.004	39.531	26.512	29.784	26.162
Serviços prestados as famílias e associativa	151.134	169.786	149.137	78.610	88.311	77.571
Outros serviços	318.819	358.165	314.606	205.418	230.769	202.704
Total	11.165.242	12.543.158	11.017.711	5.476.474	6.152.332	5.404.111

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010)

Tabela 70: Impactos na Renda e no Emprego do Brasil para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)

Setores	Renda			Emprego ¹		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	1.466.362	1.647.327	1.446.986	241.645	271.466	238.452
Pecuária e pesca	115.372	129.610	113.847	14.736	16.555	14.541
Indústria extrativa	22.963	25.796	22.659	573	644	566
Alimentos e bebidas	54.355	61.063	53.637	4.324	4.858	4.267
Produtos do fumo	1.359	1.526	1.341	36	41	36
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acess e calçados	48.344	54.310	47.705	6.606	7.421	6.518
Produtos de madeira - exclusive móveis	4.616	5.185	4.555	508	570	501
Celulose e produtos de papel	7.100	7.976	7.006	268	301	264
Jornais, revistas, discos	13.019	14.625	12.847	659	740	650
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	72.112	81.011	71.159	1.875	2.106	1.850
Álcool	6.043	6.789	5.964	320	359	316
Artigos de borracha e plástico	13.016	14.622	12.844	633	711	624
Produtos de minerais não-metálicos	4.333	4.868	4.276	346	388	341
Fabricação de aço e derivados	3.445	3.870	3.399	74	83	73
Metalurgia de metais não-ferrosos	2.041	2.293	2.014	76	85	75
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	12.592	14.146	12.425	802	901	791
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	4.976	5.590	4.910	190	214	188
Eletrodomésticos	2.813	3.160	2.775	103	116	101
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	643	722	634	22	24	21
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	5.252	5.900	5.182	206	231	203
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1.560	1.752	1.539	59	66	58
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	2.369	2.662	2.338	114	128	112
Indústria automobilística	16.983	19.079	16.759	420	472	414
Outros equipamentos de transporte	2.586	2.906	2.552	72	81	71
Móveis e produtos das indústrias diversas	12.411	13.943	12.247	1.318	1.481	1.301
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	27.262	30.627	26.902	729	819	719
Construção civil	8.346	9.375	8.235	909	1.021	897
Comércio e serviços de manutenção e reparação	309.687	347.906	305.595	30.062	33.773	29.665
Serviços de Alojamento e alimentação	47.278	53.113	46.654	6.503	7.305	6.417
Transporte, armazenagem e correio	140.637	157.993	138.779	8.303	9.327	8.193
Serviços de informação	59.326	66.647	58.542	2.768	3.110	2.732
Intermediação financeira, seguros e previdência comp	97.357	109.372	96.070	1.638	1.840	1.616
Serviços prestados as empresas	91.636	102.945	90.426	6.514	7.318	6.428
Atividades imobiliárias e aluguéis	17.840	20.041	17.604	1.285	1.444	1.268
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	18.185	20.429	17.944	676	760	668
Serviços prestados as famílias e associativa	56.659	63.651	55.910	6.051	6.798	5.971
Outros serviços	170.057	191.044	167.810	19.426	21.823	19.169
Total	2.940.932	3.303.876	2.902.072	360.845	405.378	356.077

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010). ¹ Empregos gerados para cada R\$ 1 Milhão de variação

Tabela 71: Impactos na Arrecadação de Tributos Líquidos e na Ligação para Frente do Brasil para as quebras de safra de 2004, 2005 e 2012 através da MIP de 2008 (R\$ Milhares)

Setores	Tributos Líquidos			Ligação para Frente		
	2004	2005	2012	2004	2005	2012
Agricultura, silvicultura e exploração florestal	197.994	222.429	195.378	3.663.721	4.115.865	3.615.311
Pecuária e pesca	20.633	23.179	20.360	759.823	853.593	749.783
Indústria extrativa	6.776	7.612	6.686	177.564	199.478	175.218
Alimentos e bebidas	81.715	91.800	80.636	1.088.248	1.222.550	1.073.869
Produtos do fumo	13.341	14.988	13.165	1.666.886	1.872.599	1.644.861
Têxteis, artefatos do vestuário e do couro, acess e calçados	24.956	28.035	24.626	374.633	420.867	369.683
Produtos de madeira - exclusive móveis	2.243	2.520	2.213	661.576	743.221	652.834
Celulose e produtos de papel	7.217	8.107	7.121	609.281	684.473	601.230
Jornais, revistas, discos	4.970	5.583	4.904	269.569	302.837	266.007
Refino de petróleo e gás e produtos químicos	221.190	248.487	218.267	218.541	245.511	215.653
Álcool	4.057	4.557	4.003	1.535.282	1.724.753	1.514.996
Artigos de borracha e plástico	7.855	8.824	7.751	232.326	260.998	229.256
Produtos de minerais não-metálicos	3.658	4.110	3.610	228.787	257.022	225.764
Fabricação de aço e derivados	2.924	3.284	2.885	169.997	190.976	167.751
Metalurgia de metais não-ferrosos	1.279	1.437	1.262	178.887	200.963	176.523
Produtos de metal , exclusive máquinas e equipamentos	7.814	8.778	7.711	206.229	231.680	203.504
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	6.640	7.460	6.553	200.304	225.024	197.658
Eletrodomésticos	17.008	19.107	16.783	205.534	230.899	202.818
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	1.443	1.621	1.424	156.648	175.980	154.578
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	6.272	7.047	6.190	199.226	223.813	196.593
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	6.216	6.983	6.134	180.015	202.231	177.637
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	4.016	4.511	3.962	197.784	222.193	195.171
Indústria automobilística	29.485	33.123	29.095	197.022	221.336	194.418
Outros equipamentos de transporte	1.627	1.828	1.606	182.816	205.378	180.401
Móveis e produtos das indústrias diversas	14.114	15.856	13.927	283.508	318.496	279.762
Produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto	65.472	73.552	64.607	166.716	187.291	164.513
Construção civil	1.009	1.134	996	239.902	269.508	236.732
Comércio e serviços de manutenção e reparação	3.595	4.038	3.547	259.502	291.527	256.073
Serviços de Alojamento e alimentação	22.352	25.111	22.057	515.468	579.083	508.657
Transporte, armazenagem e correio	32.650	36.679	32.218	237.585	266.905	234.445
Serviços de informação	57.619	64.730	56.858	213.927	240.328	211.101
Intermediação financeira, seguros e previdência comp	37.552	42.186	37.056	215.875	242.516	213.022
Serviços prestados as empresas	12.049	13.536	11.890	252.627	283.804	249.289
Atividades imobiliárias e aluguéis	3.388	3.806	3.343	136.087	152.881	134.289
Administração, saúde e educação públicas e seguridade social	120	135	119	310.264	348.554	306.165
Serviços prestados as famílias e associativa	10.015	11.251	9.883	314.636	353.465	310.478
Outros serviços	13.494	15.159	13.315	311.509	349.953	307.393
Total	954.757	1.072.584	942.141	17.018.305	19.118.554	16.793.435

Fonte dos Dados Brutos: Guilhoto e Sesso Filho (2010).

tado do Rio Grande do Sul, pode-se considerar que a matriz gaúcha é, na prática, um subconjunto da matriz brasileira. A matriz brasileira inclui o RS, bem como todos os outros estados brasileiros e conseqüentemente as interligações do RS com os outros estados são consideradas para fins de produção na TRU e na matriz de insumo produto brasileira. Por outro lado, existem vazamentos de produção e encadeamentos na matriz do RS que são captados pela matriz brasileira.

4.5 Conclusão

Primeiramente, o presente trabalho reestimou a MIP para o Rio Grande do Sul e para o Brasil a fim de incluir nas interligações setoriais os efeitos induzidos advindos da renda das famílias. Além disso, os geradores e multiplicadores de emprego, produto, renda, tributos líquidos e valor adicionado foram reestimados a partir das matrizes fechadas e comparados com os anteriores. Por último foram estimados os índices de Hirschmann-Rasmussen, os índices puros de ligação (GHS) e identificados os setores-chaves das economias do RS e do Brasil. Os geradores foram utilizados para estimar os impactos das quebras de safra da soja que ocorreram no RS em 2004, 2005 e 2012.

Os resultados corroboram o fato de que os geradores simples subestimam os impactos econômicos advindos de uma mudança na demanda exógena dos setores. Para cada variável de interesse, todos os principais setores obtiveram uma elevação considerável em seus geradores após a inclusão do efeito induzido. Os setores que possuem o maior impacto em uma dada variável econômica são muito parecidos tanto para o RS quanto para o Brasil. No entanto, os setores mais relevantes variam bastante, dependendo da variável considerada. Com relação aos encadeamentos para frente e para trás utilizados pelo índice de Hirschmann-Rasmussen para o RS e para o Brasil, estes são bem semelhantes aos setores chaves encontrados pelo índice de Ligação Puro, com setores da indústria extrativa, transformação e serviços. Isso sinaliza que tanto a economia gaúcha quanto a nacional possuem encadeamentos internos de modo diversificado, cujas ligações internas ocorrem por todas as esferas econômicas. Já em termos de similaridades, os principais setores do RS diferem dos do Brasil. Os setores chaves para o Brasil concentram-se mais no complexo metal mecânico e na indústria automobilística, indicando que a atividade econômica do Brasil possui encadeamentos internos distintos dos existentes na economia gaúcha e que, por isso, responderia aos estímulos econômicos de maneira distinta.

Em um segundo momento, o presente artigo avaliou os impactos das quebras de safra de soja do Rio Grande do Sul, tanto para o próprio Estado quanto para o Brasil nos anos de 2004, 2005 e 2012. Para isso, foi simulado um choque na demanda final por exportações, a fim de medir os choques na economia gaúcha e brasileira em cinco variáveis diferentes: produção, valor adicionado, emprego, renda, arrecadação de tributos líquidos. Também foi utilizado o gerador de ligação para frente com o intuito de analisar os impactos que uma redução na disponibilização de insumos pode causar.

Os resultados indicam que as maiores perdas para a economia gaúcha decorrentes de uma queda na exportações de soja alcançaram R\$ 809 Bilhões em 2005, além de uma redução de 232,2

Mil postos de trabalho e uma queda na arrecadação de tributos de R\$ 801,7 Milhões. Para o Brasil, as perdas são ainda maiores, alcançando R\$ 12,5 Bilhões em 2005 em redução na produção, uma perda de R\$ 3,3 Bilhões em renda e R\$ 1,07 Bilhão em menor arrecadação de tributos líquidos. Verificou-se uma queda de praticamente todos os setores da economia de modo indireto, em especial o de *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos e Alimentos e Bebidas*.

Estes resultados sugerem que a produção agrícola e a ocorrência de estiagens impactam de modo direto e determinante as economias do RS e do Brasil, ao passo que existem benefícios econômicos elevados de uma adoção de políticas de investimento em infraestrutura necessárias à elevação da produtividade e proteção da colheita no que se refere às variações climáticas, isto é, medidas que reduzam a dependência da produção ao clima e que possam trazer benefícios elevados em diversos setores e para a economia como um todo.

4.6 Referências

HADDAD, E. A.; FARIA, W. R.; GUILHOTO, J. J. M. A typology of propagation of technology and social preferences in the process of economic development: An input-output approach. **Journal of Economic Studies**, v. 41, p. 569–585, 2014.

AGROLINK, **Historial Quotes**. Disponível em: <<https://www.agrolink.com.br/cotacoes/graos/soja>>. Acesso em: 10 mar 2015.

BENETTI, M. D. O agronegócio gaúcho entre os anos 1980 e 2008, IN: Conceição, O. A. C.; Grando, M. Z.; TERUCHKIN, S. U.; FARIA, L. A. E. (Orgs.). **Três décadas de economia gaúcha**, 1. ed., Porto Alegre: FEE, 2010.

BLISKA, F. M. et al. L. Employment generation in Brazilian coffee regions. **Revista Economia Agrícola**, v 58, n. 2, p. 23-39, 2011.

BLS, **Input-Output matrix**, 2013. Disponível em: <http://www.bls.gov/emp/ep_data_input_output_matrix.htm>. Acesso em: abr 2015

BRUM, A. L. et al. A economia mundial da soja: impactos na cadeia produtiva da oleaginosa no Rio Grande do Sul 1970-2000. In. XLIII CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, Ribeirão Preto, 2005.

CASIMIRO FILHO, F.; GUILHOTO, J. J. M. Matriz de insumo-produto para a economia turística brasileira: construção e análise das relações intersetoriais. **Análise Econômica**, n. 40, p. 227-263, 2003.

CHENERY, H. B.; WATANABE, T. International comparisons of the structure of production. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 487–521, 1958.

CONAB, **Levantamento sistemático da produção agrícola**, 2015. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&>>. Acesso em: mai 2015.

COSTA, C. C.; GUILHOTO, J. J. M.; MORAES, M.A. F. D. Impactos sociais do aumento de demanda de etanol hidratado versus gasolina C na economia brasileira. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, 2014.

COSTA, C. C.; GUILHOTO, J. J. M.; IMORI, D. Importância dos setores agroindustriais na geração de renda e emprego para a economia brasileira. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, p. 787–814, 2013.

COSTA, C. C.; GUILHOTO, J. J. M. Impactos potenciais da agricultura de precisão sobre a economia brasileira. **Brazilian Review of Economics & Agribusiness**, n. 10, 2012.

FIGUEIREDO, M. G. et al. Matriz insumo-produto de Mato Grosso 2007: construção e análise dos principais indicadores econômicos. **Revista de Estudos Sociais**, v. 13, p. 49–73, 2014.

MOREIRA, T. M. M.; VERGES, P. H.; RIBEIRO, L. C. S. Encadeamentos produtivos do complexo sucroalcooleiro no Brasil: a década de 2000 em uma nova abordagem da matriz insumo-produto. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, 2014.

SÁ, R. S. Matriz de Insumo-Produto do Rio Grande do Sul 2008: hipóteses, interpretações e principais resultados. **Panorama Socioeconômico e Perspectivas para a Economia Gaúcha**, 2014.

DIETZENBACHER, E. et al. The construction of world input–output tables in the WIOD project. **Economic Systems Research**, n. 25, p. 71–98, 2013.

EMBRAPA, Tecnologias de produção de soja região central do Brasil 2004. **Sistemas de Produção Embrapa Soja**, 2003.

FEE, **Matriz Insumo - Produto do Rio Grande do Sul - 2008**, 2014. Disponível em: <<http://www.fee.rs.gov.br/indicadores/matriz-insumo-produto-rs-miprs/apresentacao/>>. Acesso em: 3 mar. 2015

FEE, **Valor Adicionado Bruto da Agropecuária e PIB do RS**, Disponível em <<http://www.fee.rs.gov.br/indicadores/pib-rs/estadual/serie-historica/>>. Acesso em: 3 mar. 2015.

FIRME, V. A. C.; PEROBELLI, F. S. 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**, 2012.

FOCHEZATTO, A.; GRANDO, M. Z. Efeitos da estiagem na economia do Rio Grande do Sul: uma abordagem multissetorial. **Ensaio FEE**, v. 32, n. 1, 2011.

GUILHOTO, J. J. M.; AZZONI, C.R.; ICHIHARA, S. M. Contribuição da agricultura e do agro-negócio familiar para o pib do nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, 2014, 45, 136–152.

GUILHOTO, J. J. M. et al. Matriz de Insumo-Produto do Nordeste e Estados: Metodologia e Resultados. **Banco do Nordeste do Brasil**, 2010.

GUILHOTO, J. J. M. et al.. Índices de ligações e setores chave na economia brasileira: 1959-1980. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, p. 287–314, 1994.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimção da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 2, p 277-299, 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; **Análise de insumo-produto: teoria e fundamentos**, 1 ed. São Paulo: FEA-USP,2011.

IBGE, Contas Nacionais, disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/cnt/default.asp?z=t&o=15&i=P>>. Acesso em 10 de março de 2015.

JUNIOR, A. A. B.; BASTOS, S. Q. A.; PEROBELLI, F. S. As pressões das exportações setoriais sobre os modais de transporte: uma abordagem híbrida e intersetorial de insumo-produto. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 3, 2008.

KALLUF, S. N.; KURESKI, R. Modelo insumo-produto: uma aplicação para a economia paranaense. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 10, n. 8, 2015.

KURZ, H. D.; SALVADORI, N. 'Classical' roots of input-output analysis: a short account of its long prehistory. **Economic Systems Research**, v. 12, n. 2. p. 153-179, 2000.

LAZZARI, M. R. Economia gaúcha dependente da agropecuária. **Carta de Conjuntura FEE**, 2012.

LENZEN, M. et al. Building Eora: a global multi-region input-output database at high country and sector resolution. **Economic Systems Research**, v. 25, p. 20-49, 2013.

LEONTIEF, W. Quantitative input and output relations in the **economic** systems of the United States. **The Review of Economic Statistics**, p. 105-125, 1936.

MARTÍNEZ, S. H. et al. Analysis of socio-economic impacts of sustainable sugarcane-ethanol production by means of inter-regional Input-Output analysis: Demonstrated for Northeast Brazil. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 28, p. 290-316, 2013.

MARTINEZ, T. S. Estimaco das tabelas auxiliares de impostos e margens da Matriz de Insumo-Produto com mnima perda de informao: algoritmo RAWs. **Pesquisa e Planejamento Econmico**, v. 44, n. 2, 2014.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis: foundations and extensions**, Cambridge University Press, 2009.

MONTOYA, M. A. et al. Dimenso econmica e ambiental do agronegcio brasileiro na Dcada de 2000: Uma anlise insumo-produto da renda, do consumo e energia e das emisses de dixido de carbono por fonte de energia. **Nereus**, v. 2, n 8, 2014.

OECD, **OECD Input-Output database online**, disponvel em: <<http://www.oecd.org/trade/input-outputtables.htm>>2012. Acesso em: 3 mar. 2015.

OOSTERHAVEN, J.; PIEK, G.; STELDER, D. Theory and practice of updating regional versus interregional interindustry tables. **Papers in Regional Science**, v. 59, p. 57-72, 1986.

PALERMO, P. U.; PORSSE, A. A.; PEIXOTO, F. C. Relações setoriais e interdependência regional da economia gaúcha: análise com um modelo inter-regional de insumoproduto. **Ensaio FEE**, v. 31, n. 1, 2010.

PEIXOTO, F. C.; FOCHEZATTO, A.; PORSSE, A. A. Metodologia de análise inter-regional do agronegócio: aplicação ao caso do Rio Grande do Sul-restante do Brasil. **Ensaio FEE**, v. 34, n. 2, 2013.

PEREIRA, M. Z.; BASTOS, S. Q. A.; PEROBELLI, F. S. Análise sistêmica do setor de serviços no Brasil para o ano de 2005. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 1, p. 161-202, 2013.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; MOTA, G.; FARINAZZO, R. A. Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 2, p. 281-325, 2010.

PORSSE, A. A. Relações regionais e gargalos setoriais da economia paranaense. **Economia & Tecnologia**, v. 10, n. 2, 2014.

RASMUSSEN, P. N. **Studies in inter-sectoral relations**, 15^a ed. Copenhagen: E. Harck, 1956.

RIBEIRO, L. C. S.; MONTENEGRO, R. L. G.; PEREIRA, R.M. Estrutura econômica e encaixamentos setoriais de Minas Gerais: uma contribuição para as políticas de planejamento. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 41, p. 261-290, 2013.

SESSO FILHO, U. A. et al. Geração de renda, emprego e impostos no agronegócio dos estados da região sul e restante do Brasil. **Economia & Tecnologia**, v. 25, n. 7, p. 71-88, 2011.

SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. Economic Landscapes: Multiplier Product Matrix Analysis for Multiregional Input-Output Systems," **Hitotsubashi Journal of Economics**, v. 40, n. 1, p. 59-74, 1999.

TAKASAGO, M. et al. O potencial criador de emprego e renda do turismo no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 3, p. 431-460, 2010.

TAVARES, F. B.; ARAÚJO JÚNIOR, I. T. Estrutura setorial da produção e distribuição inter-pessoal de renda no nordeste em 2004. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 1, p. 213-239, 2014.

TRENNENPOHL, D.; PAIVA, C. Á. N. A importância da sojicultura para o desenvolvimento da região noroeste do Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, v. 31, n. 3, p. 741-778, 2011.

5 CONCLUSÃO

No primeiro artigo comparamos duas metodologias para a estratégia de investimento intitulada pairs trading. O método da distância apresentado por Gatev et al (2006) e o método da cointegração utilizado por Caldeira e Moura (2013) para o mercado americano entre 1962 e 2012; brasileiro entre 1996 e 2012; e para a união européia entre 1973 e 2012. Criamos portfólios de 5, 10 e 20 pares para cada método e fazemos bootstrap nos resultados a fim de comparar a performance a um investidor ingênuo. Para o método da cointegração, os pares foram ordenados pelo Sharpe ratio dentro da amostra e para o método da distância os pares foram ordenados do menor ao maior SSD, a fim de ranquear os pares para a formação dos portfólios. O sinal para iniciar uma posição fora da amostra era dado sempre que a distância entre as ações de um par se afastavam mais de 2 desvios padrão histórico. Ambas as metodologias tiveram um bom desempenho quando comparadas a um investidor ingênuo. Para o Brasil, quando comparadas, o método da cointegração possui um desempenho anual médio melhor e estatisticamente significativo, com um Sharpe ratio superior. Ambas as estratégias foram consideradas neutras, com uma correlação próxima a zero com o mercado. Para o mercado europeu, apesar nos resultados não serem tão claros, estes também pontam em direção à superioridade do método de seleção vai cointegração, resultando em um retorno médio anual de 15% para o committed capital, superior aos 7% para o método da distância. O sharpe ratio também foi superior para o período como um todo, apesar de em algumas subamostrar ambas as estratégias foram semelhantes. Para os Estados Unidos, os resultados foram bem diferentes, indicando que o método da distância é superior, gerando até 15% de retorno médio anual, comparado aos 3% anuais do método da cointegração. Considerando que esta estratégia é auto-financiada, pois os recursos obtidos a partir da venda (shortening) de um dos ativos do par são utilizados para comprar o outro ativo, estes resultados são encorajadores, e indicam um caminho claro para futuras pesquisas com relação aos fatores que geram esta diferença em performance, a otimização dos parâmetros de decisão e a estabilidade dos vetores de cointegração.

O segundo trabalho analisou as interrelações de dependência de longo prazo entre a taxa de juros americana, brasileira e a expectativa de inflação. O grau de independência da política monetária foi medido, bem como o impacto da Selic e do Fed Funds na expectativa de inflação. Separamos a análise entre antes e após a crise de 2008, devido à existência de uma mudança estrutural na relação entre as variáveis. Os resultados indicam que, no pré crise, existiu um elevado grau de dependência da política monetária brasileira, havendo contágio pleno das variações no Fed Funds para a Taxa Selic. Também estimamos um VEC para a Selic, a Expectativa de inflação e a Meta de inflação para o período pré crise, verificando que a meta possui um papel importante na definição da taxa Selic. Em um segundo momento, a estimação conjunta para o período pré crise incluindo o Fed Funds, os desvios da expectativa de inflação da meta e o hiato do produto mostrou que a Selic é fortemente influenciada pelos três fatores, com o impacto do Fed Funds sendo superior a 1. Esta importação da política monetária americana, no entanto, não impede que a expectativa de inflação também tenha um impacto positivo na taxa Selic assim como o hiato do

produto, apesar de em um grau menor. A expectativa de inflação também se mostrou sensível ao Fed Funds, com este anulando os efeitos que a Selic possuía. Por último, na estimação pós crise, ficou claro que a taxa Selic, na ausência de mudanças no Fed Funds, é fortemente impactada pelo hiato da expectativa de inflação e pelo hiato do produto, sendo que o impacto do hiato do produto na Selic aumentou em aproximadamente 300% após 2010.

Por último, presente trabalho reestimou a MIP para o Rio Grande do Sul e para o Brasil a fim de incluir nas interligações setoriais os efeitos induzidos advindos da renda das famílias. Além disso, os geradores e multiplicadores de emprego, produto, renda, tributos líquidos e valor adicionado foram reestimados a partir das matrizes fechadas e comparados com os anteriores. Por último foram estimados os índices de Hirschmann-Rasmussen, os índices puros de ligação (GHS) e identificados os setores-chaves das economias do RS e do Brasil. Os geradores foram utilizados para estimar os impactos das quebras de safra da soja que ocorreram no RS em 2004, 2005 e 2012.

Os resultados corroboram o fato de que os geradores simples subestimam os impactos econômicos advindos de uma mudança na demanda exógena dos setores. Para cada variável de interesse, todos os principais setores obtiveram uma elevação considerável em seus geradores após a inclusão do efeito induzido. Os setores que possuem o maior impacto em uma dada variável econômica são muito parecidos tanto para o RS quanto para o Brasil. No entanto, os setores mais relevantes variam bastante, dependendo da variável considerada. Com relação aos encadeamentos para frente e para trás utilizados pelo índice de Hirschmann-Rasmussen para o RS e para o Brasil, estes são bem semelhantes aos setores chaves encontrados pelo índice de Ligação Puro, com setores da indústria extrativa, transformação e serviços. Isso sinaliza que tanto a economia gaúcha quanto a nacional possuem encadeamentos internos de modo diversificado, cujas ligações internas ocorrem por todas as esferas econômicas. Já em termos de similaridades, os principais setores do RS diferem dos do Brasil. Os setores chaves para o Brasil concentram-se mais no complexo metal mecânico e na indústria automobilística, indicando que a atividade econômica do Brasil possui encadeamentos internos distintos dos existentes na economia gaúcha e que, por isso, responderia aos estímulos econômicos de maneira distinta.

Em um segundo momento, o presente artigo avaliou os impactos das quebras de safra de soja do Rio Grande do Sul, tanto para o próprio Estado quanto para o Brasil nos anos de 2004, 2005 e 2012. Para isso, foi simulado um choque na demanda final por exportações, a fim de medir os choques na economia gaúcha e brasileira em cinco variáveis diferentes: produção, valor adicionado, emprego, renda, arrecadação de tributos líquidos. Também foi utilizado o gerador de ligação para frente com o intuito de analisar os impactos que uma redução na disponibilização de insumos pode causar.

Os resultados indicam que as maiores perdas para a economia gaúcha decorrentes de uma queda na exportações de soja alcançaram R\$ 809 Bilhões em 2005, além de uma redução de 232,2 Mil postos de trabalho e uma queda na arrecadação de tributos de R\$ 801,7 Milhões. Para o Brasil, as perdas são ainda maiores, alcançando R\$ 12,5 Bilhões em 2005 em redução na produção, uma perda de R\$ 3,3 Bilhões em renda e R\$ 1,07 Bilhão em menor arrecadação de tributos líqui-

dos. Verificou-se uma queda de praticamente todos os setores da economia de modo indireto, em especial o de *Refino de Petróleo e Gás e Produtos Químicos e Alimentos e Bebidas*.

Estes resultados sugerem que a produção agrícola e a ocorrência de estiagens impactam de modo direto e determinante as economias do RS e do Brasil, ao passo que é recomendável a adoção de políticas de investimento em infraestrutura necessárias à elevação da produtividade e proteção da colheita no que se refere às variações climáticas, isto é, medidas que reduzam a dependência da produção ao clima e que possam trazer benefícios elevados em diversos setores e para a economia como um todo.

REFERÊNCIAS

AIZENMAN, J.; BINICI, M.; HUTCHISON, M. M. The transmission of Federal Reserve tapering news to emerging financial markets. **Technical report**, NBER, 2014.

ALEXANDER, C.; DIMITRIU, A. The cointegration alpha: Enhanced index tracking and long-short equity market neutral strategies. **SSRN eLibrary**, 2002.

CALDEIRA, J.F.; MOURA, G.V. Selection of a portfolio of pairs based on cointegration: A statistical arbitrage strategy. **Brazilin Review of Finance**, v. 11, p. 49-80, 2013.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, n. 37, p. 1661-1707, 1999.

EDWARDS, S. Monetary Policy Independence under Flexible Exchange Rates: An Illusion? **The World Economy**, 2015.

GATEV, E.; GOETZMANN, W.N.; ROUWENHORST, K.G. Pairs trading: Performance of a relative value arbitrage rule. **Review of Financial Studies**, n. 19, p. 797-827, 2006,.

GRAY, C. Responding to a monetary superpower: Investigating the behavioral spillovers of US Monetary Policy. **Atlantic Economic Journal**, n. 41, p. 173-184, 2013.

MONACELLI, T. Monetary Policy in a Low Pass-through Environment. **Journal of Money, Credit and Banking**, p. 1047-1066, 2005.

TAYLOR, J. B. International coordination in the design of macroeconomic policy rules. **European Economic Review**, v. 28, p. 53-81, 1985.