

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

**GABRIEL PICA VÊA TORRES**

**UM ÍNDICE COINCIDENTE PARA A ATIVIDADE ECONÔMICA DO COMÉRCIO  
VAREJISTA NO RIO GRANDE DO SUL**

**Porto Alegre**

**2014**

**GABRIEL PICA VÊA TORRES**

**UM ÍNDICE COINCIDENTE PARA A ATIVIDADE ECONÔMICA DO COMÉRCIO  
VAREJISTA NO RIO GRANDE DO SUL**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Professor Doutor Marcelo Savino Portugal.

**Porto Alegre**

**2014**

CIP - Catalogação na Publicação

Torres, Gabriel Picavêa

UI-1 **Índice Coincidente para a Atividade Econômica**  
do Comércio Varejista no Rio Grande do Sul / Gabriel  
Picavêa Torres. -- 2014.

69 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Hestrado) - Universidade Federal do  
Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas,  
Programa de Pós-Graduação em Economia. Porto Alegre,  
BR RS, 2014.

1. Indicador coincidente. 2. Modelos de Fator  
Dinâmico. 3. Atividade econômica. 4. Varejo. 5. Rio  
Grande do Sul. I. Portugal, Marcelo Savino, orient.  
II. Título.

**UM ÍNDICE COINCIDENTE PARA A ATIVIDADE ECONÔMICA DO COMÉRCIO  
VAREJISTA NO RIO GRANDE DO SUL**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 02 de maio de 2014.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes  
UNISINOS

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Patrícia Ullmann Palermo  
ESPM-Sul; UNIFIN.

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior.  
PPGE/UFRGS

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é a construção de um indicador coincidente (IC) para a atividade econômica do segmento de Comércio Varejista dentro da economia do estado do Rio Grande do Sul. A utilização de variáveis que apresentem comportamento comum entre si e altamente correlacionado com as Vendas do Varejo é o ponto de partida para a investigação a seguir. A metodologia adotada é a dos modelos de Fator Dinâmico de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993). Os resultados encontrados apontam um indicador final satisfatório, em termos de *MAPE* (erro absoluto percentual médio, em inglês) com relação às séries de Vendas do Varejo, especificamente a série da FEE/Fecomércio-RS – que tratava-se de uma pesquisa censitária. Em termos de fundamentos econômicos o IC é composto por variáveis que sabidamente afetam o consumo de bens: renda, crédito e confiança do consumidor. Um destaque está para o alto peso das variáveis de Crédito e Sentimento sobre a Situação Presente, o que sugere que o fluxo de renda futuro e a confiança para assumir endividamentos longos são determinantes para o segmento. Considerando um horizonte maior para a ampliação dessa pesquisa, postula-se que a construção de novos dados regionalizados para crédito, renda pela PNAD Contínua, séries mais longas para índices de confiança, e indicadores sobre estoques no Comércio podem melhorar os resultados encontrados

**Palavras-chave:** Indicador coincidente. Modelos de Fator Dinâmico. Atividade econômica. Varejo. Rio Grande do Sul.

## **ABSTRACT**

The following research intends to build a coincident indicator to the Retail sector's economic activity within the regional economy of Rio Grande do Sul. The starting point to reach this objective is to use variables which present common cyclical behavior with each other, as well as with Retail Trade indices. The investigation will be carried on using Stock and Watson's (1988, 1989, 1991, 1993) Dynamic Factor models methodology. The research returned a result a final index which can be classified as satisfactory, when evaluated by the mean absolute percentage error with Retail Trade indices, specially the FEE/Fecomércio-RS' index – which was a censitary research. The built Coincident Indicator is composed by variables correlated with consumption, according to the economic theory: income, credit and consumer's confidence. Variables such as Consumer Credit and Consumer's Sentiment towards Present Economic Situation presented high weight in the indicator, which suggests that future income flows and confidence to take long term debt are crucial for the sector's economic activity. Considering an expanded horizon for this research, one believes that new regional data for Household Credit, income through PNAD Contínua, a longer sample for Consumer's Confidence indices, and indicators measuring stock levels in Retail might improve the coincident indicator.

**Keywords:** Coincident indicator. Dynamic Factor models. Economic activity. Retail. Rio Grande do Sul.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO E MOTIVAÇÃO .....</b>	<b>6</b>
1.1 O Ciclo Econômico na economia do Rio Grande do Sul .....	6
1.2 Motivação: o Comércio como um setor dinâmico na economia gaúcha.....	10
1.3 O estudo e mensuração dos Ciclos de Negócios através de índices coincidentes nas Ciências Econômicas .....	16
1.4 Objetivos .....	22
<b>2 METODOLOGIA .....</b>	<b>24</b>
2.1 O modelo de Fator Dinâmico.....	24
2.2 Construção de algumas variáveis para a economia gaúcha .....	31
<b>3 ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS .....</b>	<b>34</b>
3.1 Tratamento e testes preliminares das variáveis candidatas .....	34
3.2 Análise das estimações.....	41
<b>4 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>57</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>59</b>
<b>APÊNDICE A .....</b>	<b>64</b>

## 1 INTRODUÇÃO E MOTIVAÇÃO

Este capítulo apresenta a motivação para a elaboração desta pesquisa. Inicia por um panorama geral sobre a economia gaúcha nas duas últimas décadas, destacando a emergência do Comércio Varejista como atividade dinâmica, bem como a ausência de indicadores econômicos em profusão para o segmento.

A seguir apresenta-se a evolução da literatura na elaboração de indicadores para a mensuração de atividade econômica, bem como suas mais variadas aplicações para dados internacionais, nacionais e alguns regionais. A parte final deste capítulo apresenta os objetivos a serem atingidos nessa pesquisa.

### 1.1 O Ciclo Econômico na economia do Rio Grande do Sul

Ao longo do século XX o Rio Grande do Sul (RS) modificou consideravelmente sua estrutura produtiva. Evoluiu de uma região dependente apenas da produção agropecuária para uma economia regional com indústrias dos mais variados segmentos, e um setor de terciário igualmente diversificado. Especificamente nesse aspecto, quando olhamos para a composição do seu Produto Interno Bruto (PIB), o RS se assemelha mais a uma economia madura que a uma em desenvolvimento<sup>1</sup> (TORRES; PALERMO; PORTUGAL, 2012).

Retornando 30 anos atrás para um panorama histórico mais recente, verifica-se que ao longo dos anos 1980 a economia gaúcha cresceu a taxa média de 2,3% ao ano, similar ao crescimento apresentado pela economia brasileira. Em contraste, o estado apresentou maior crescimento da renda *per capita* em relação ao país pelo menor crescimento de sua população.

Entretanto, ambas as economias caracterizaram-se por um quadro de instabilidade na atividade econômica, em grande parte em função tanto da escassez de liquidez internacional provocada pela aversão ao risco subsequente ao segundo choque do petróleo (cenário que perdurou até meados da década), como pela brutal expansão na dívida externa do país (FEE, 1990). Não só isso, a hiperinflação presente durante toda a década, e somente debelada a partir de 1993 com o Plano

---

<sup>1</sup> O PIB gaúcho é composto por 62,1% de Serviços (sendo 12,77% Comércio Varejista e Atacadista), 29,21% de Indústrias, e 8,69% da Agropecuária, conforme os dados de 2010 (FEE (2013)).



Real, foi mais um fator de instabilidade econômica, bem como de corrosão da renda das famílias nesse período.

A dinâmica do crescimento mostra o início da perda de participação do setor primário na economia sul-rio-grandense (15,4% em 1980 para 9,5% em 1989), bem como sua participação na produção agrícola nacional. Considerando o período em análise, essa redução pode ser explicada pela expansão da fronteira agrícola no Brasil, especialmente em direção aos estados do Centro-Oeste e Norte (FEE, 1990).

Já durante a década de 1990, o comportamento da economia do Rio Grande do Sul pode ser cronologicamente dividido pela implantação do Plano Real na economia brasileira. Até o ano de 1993, o desempenho da economia gaúcha seguiu o padrão apresentado nos anos 1980, de crescimento do produto alternado com fortes quedas. As taxas de crescimento do PIB para 1990 e 1993 foram de -6,64% e 10,78%, respectivamente. Entretanto, ainda assim a média<sup>2</sup> anual de crescimento no período 1990-1993 foi cerca de 2%.

Contudo, nas últimas décadas a economia gaúcha apresentou um desempenho muito aquém daquele que a caracterizou até os anos 1980, bem como da média brasileira. No que pese o fato de que a transformação de uma economia primária em uma economia mais diversificada seja acompanhada, naturalmente, de uma redução no ritmo de crescimento, o fato é que o ciclo econômico no Estado ainda é marcado pelo impacto climático sobre a Agropecuária.

O Gráfico 1 apresenta a evolução do PIB anualizado para o RS e o Brasil. Conforme é possível observar, não só a frequência das recessões econômicas no estado é maior que na série brasileira, mas também a amplitude do desempenho é mais acentuada em muitos trimestres.

A explicação para um maior impacto do setor primário sobre o estado reside na sua maior participação na produção gaúcha. Enquanto a Agropecuária representa 8,69% do PIB estadual, no Brasil ela participa com apenas 5,93% da produção<sup>3</sup>. Ademais, em função de sua localização geográfica, há uma recorrência de estiagens aproximadamente a cada três anos no Estado.

Desta forma, uma vez que o setor primário sofre de maneira mais intensa os efeitos de choques climáticos a sua maior representatividade na economia gaúcha gera uma dinâmica um pouco diferente daquela observada no resto do País.

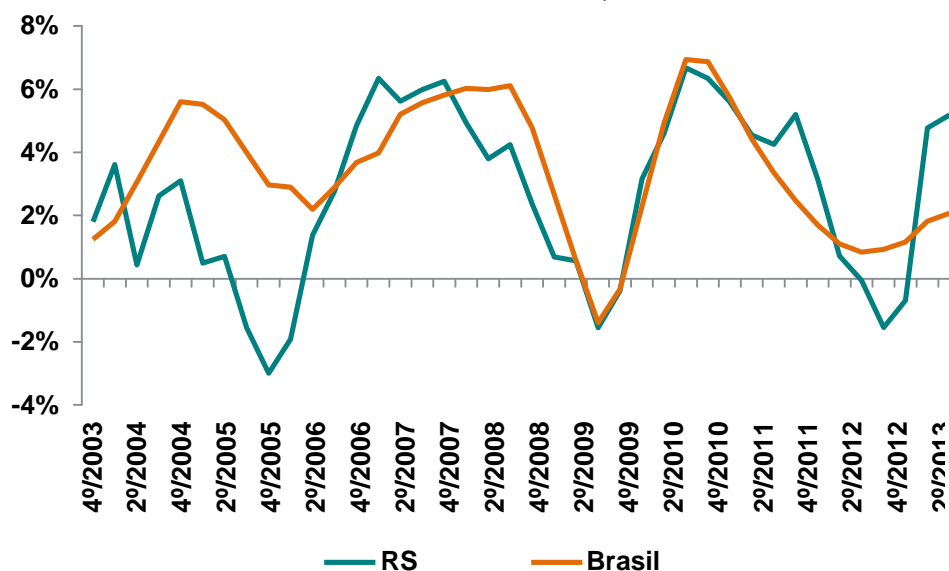
---

<sup>2</sup> Média geométrica. Ver FEE (2013).

<sup>3</sup> Dados referentes a 2010. Ver FEE (2013) e IBGE (2014).

Outra relação econômica importante que afeta o desempenho regional são os impactos do setor externo sobre a sua atividade econômica. Conforme Porsse, Peixoto e Palermo (2008), as produções agropecuária e secundária do RS têm como principal destino o mercado interno brasileiro. Entretanto, mesmo assim as exportações ao mercado externo têm participação relevante na oferta de produtos gaúchos: o RS é a 5ª UF que mais exporta (US\$ 17,7 bilhões em 2012), e a 4ª maior importadora<sup>4</sup> (US\$ 15,4 bilhões em 2012). Assim, o grau de abertura da economia gaúcha hoje é aproximadamente de 22% do PIB, contra 20% para o Brasil, quando medido pela corrente de comércio<sup>5</sup> - tendo sido 24% e 18%, respectivamente, quatro anos antes<sup>6</sup>.

Gráfico 1 – PIB, Brasil e Rio Grande do Sul (var. % acumulada em 4 trimestres – média 2002=100)



Fontes: IBGE; FEE.  
Elaboração: autor.

Conseqüentemente, um estado mais aberto ao comércio internacional também é mais suscetível às variações do ciclo econômico na economia mundial (especialmente nos países com que possui maiores relações comerciais - China, Argentina, Estados Unidos e União Européia). Como consequência, o impacto de variáveis ligadas a esse cenário, como a Taxa de Câmbio, preços de *commodities*<sup>7</sup>,

<sup>4</sup> Sistema Aliceweb/MDIC.

<sup>5</sup> Soma de Exportações e Importações. Dados de 2012 (Sistema Aliceweb/MDIC).

<sup>6</sup> Ver Nunes e Moraes (2009).

<sup>7</sup> É importante ressaltar que a magnitude do impacto das variáveis internacionais está ligada à diversidade da sua pauta de exportações e importações, em termos de elasticidade-renda desses produtos. Conforme Porsse, Palermo, Stampe e Peixoto (2009), a maior parcela das exportações

bem como mudanças em políticas monetária e fiscal relevantes na economia internacional, são mais acentuados que na economia brasileira.

Tal suscetibilidade ao cenário externo explica porque a partir de 1994 a economia gaúcha passou a apresentar uma dinâmica bastante diferente, com crescimento médio de 0,88% entre 1994-1998. Nesse período, como ressalta Castro (2005), algumas medidas importantes foram implementadas na esteira do Plano Real como:

- (i) a âncora cambial necessária para conter a forte explosão de consumo que seguiria a estabilização dos preços com a criação da nova moeda em julho de 1994;
- (ii) a elevação pelo Banco Central à proporção de 100% das reservas compulsórias sobre os depósitos à vista das instituições com carteira comercial; e
- (iii) a abertura comercial intensificada a partir do primeiro mandato da administração Fernando Henrique Cardoso (1995-1998).

Logicamente, a âncora cambial de quase paridade Real/Dólar Americano em boa parte do período fez com que os produtos de setores tipicamente exportadores encarecessem relativamente. Além disso, o aumento das reservas compulsórias encareceu e diminuiu o crédito às empresas, o que num ambiente de maior concorrência externa, derivado do rápido processo de abertura econômica, também resultou em perdas para a dinâmica da economia gaúcha.

O resultado da balança comercial evidencia a dinâmica do comércio exterior do RS no período entre 1990 e 1999, onde é interessante observar a queda do saldo anual a partir de 1994 (Tabela 1).

Os efeitos negativos da conjuntura econômica sobre o setor exportador refletiram na dinâmica da Indústria de Transformação gaúcha. Observando o Gráfico 2 é possível verificar que o Índice de Desempenho Industrial<sup>8</sup> (IDI-RS) revela um arrefecimento da atividade a partir de 1994 que apenas se reverte em 1999, quando

---

gaúchas é concentrada em matérias-primas e produtos intermediários, e bens de consumo não-duráveis.

<sup>8</sup> O IDI-RS é um indicador de atividade econômica da Indústria de Transformação do Rio Grande do Sul, elaborado pela FIERGS. Por suas características, o indicador não verifica apenas o desempenho da produção física industrial, mas também é afetado por outras variáveis econômicas ligadas à atividade industrial, como geração de empregos, compras de insumos e salários pagos no segmento (ver FIERGS (2013)).

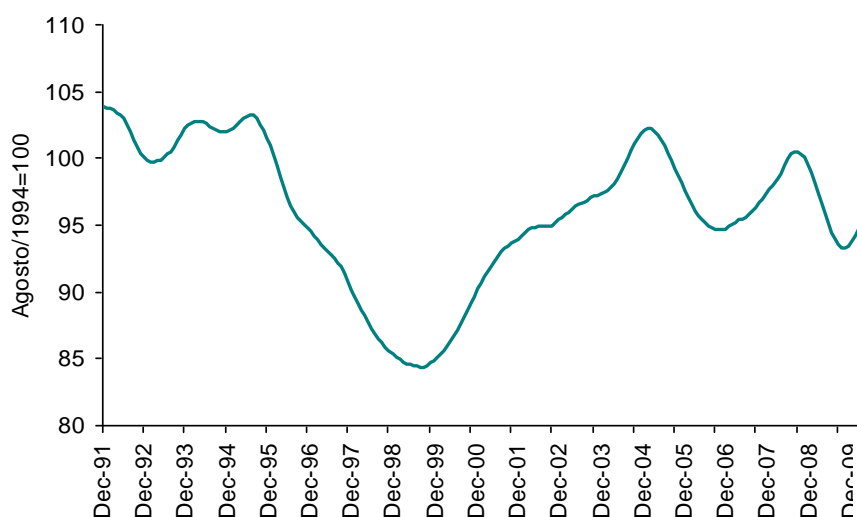
ocorre o processo de desvalorização cambial, confirmando mais uma vez a forte correlação da dinâmica do setor exportador com esse segmento.

Tabela 1 – Saldo da Balança Comercial anual do RS em 1990-1999 (em US\$ milhões)

	Exportações	Importações	Saldo B. Comercial
1990	3.442	1.243	2.199
1991	3.294	1.518	1.776
1992	4.339	1.319	3.020
1993	5.178	1.747	3.432
1994	5.027	2.308	2.719
1995	5.182	3.018	2.164
1996	5.664	3.361	2.302
1997	6.271	3.725	2.546
1998	5.629	4.332	1.297
1999	4.999	3.283	1.716

Fontes: Sistema Aliceweb/MDIC; FIERGS.  
In TORRES, PALERMO e PORTUGAL (2012).

Gráfico 2 – Evolução do Índice de Desempenho Industrial (média-móvel em 12 meses)



Fontes: UEE/FIERGS.  
In TORRES, PALERMO e PORTUGAL (2012).

## 1.2 Motivação: o Comércio como um setor dinâmico na economia gaúcha

Os anos 2000 mostraram-se muito prósperos para o crescimento econômico do estado, com alguns fatores merecendo destaque especial. Primeiramente, a

adoção do câmbio flutuante e seqüencial desvalorização do Real no início de 1999 provocaram uma redução relativa de preços dos produtos gaúchos no mercado internacional. Evidentemente, não se trata de uma melhora relacionada à produtividade e competitividade da economia regional, mas simplesmente uma variação nos termos de troca que beneficiou a produção local – assim como a mudança provocada pela âncora cambial a prejudicou.

Em segundo lugar, o particular crescimento econômico experimentado pela economia mundial, notadamente a partir de 2004, foi um fator extremamente positivo para a região. Os estímulos à economia regional ocorreram através de dois canais distintos, um direto e outro indireto.

O impacto direto ocorreu pela elevação dos preços das *commodities* agrícolas, influenciados pelo acelerado crescimento chinês, o que favoreceu os segmentos exportadores do estado.

Já o impacto indireto pode ser verificado por seu efeito sobre o comportamento do Comércio nesse período, juntamente com os Serviços como um todo, A Tabela 2 mostra que o setor terciário contribuiu para elevar a média de crescimento da economia gaúcha. Entre 2003 e 2012, os Serviços cresceram em média 3% a.a. – com o Comércio com desempenho levemente superior de 3,4% a.a.

Tabela 2 – PIB do RS, setores e segmentos selecionados (em var. % anual)

	RS	Agropecuária	Indústrias**	Construção Civil	Serviços**	Comércio
2003	1.80%	16.44%	0.89%	0.09%	-0.15%	-0.84%
2004	3.10%	-10.60%	7.05%	7.65%	4.18%	8.38%
2005	-3.00%	-17.37%	-4.11%	-0.34%	0.24%	-2.29%
2006	4.85%	50.07%	-2.02%	-1.18%	3.05%	3.16%
2007	6.25%	12.68%	4.65%	-1.09%	6.02%	5.54%
2008	2.36%	-5.36%	3.00%	5.59%	3.28%	4.30%
2009	-0.39%	2.94%	-7.36%	-2.59%	1.99%	-2.13%
2010	6.34%	7.91%	9.30%	12.36%	4.96%	12.03%
2011*	5.22%	18.71%	2.82%	4.23%	4.46%	5.49%
2012*	-1.55%	-28.17%	-2.06%	1.54%	2.49%	1.56%
<b>Média</b>	<b>2.45%</b>	<b>2.69%</b>	<b>1.10%</b>	<b>2.53%</b>	<b>3.03%</b>	<b>3.43%</b>

\*Estimativas FEE. O total do RS é dado pelo VAB.

\*\*Indústrias inclui Construção Civil, assim como Serviços inclui o Comércio.

Média geométrica.

Fonte: FEE.

Elaboração: autor.

As relações entre o bom desempenho da economia mundial e do setor terciário na economia gaúcha estão nas ligações intersetoriais deste com os segmentos exportadores, através do mercado de trabalho. Com o aumento da

demanda externa pelos produtos gaúchos, os segmentos exportadores foram aqueles que inicialmente aumentaram o ritmo de contratações de funcionários. A Tabela 3 compara a geração de empregos nos principais segmentos exportadores com a média da economia sul-rio-grandense.

Tabela 3 – Geração de empregos formais (em var. % anual do estoque)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Acumulado do período	Acumulado 2002-2006	Acumulado 2006-2012
Setor Exportador - principais segmentos	5.22%	10.44%	2.64%	7.73%	5.84%	3.17%	1.72%	3.38%	3.83%	0.36%	53.72%	28.48%	19.65%
Agropecuária	6.10%	8.11%	0.36%	3.58%	1.83%	2.75%	0.53%	-1.26%	5.26%	-1.32%	28.64%	19.24%	7.89%
Ind. de Trans. - prin. exportadores	4.81%	11.53%	3.67%	9.55%	7.51%	3.33%	2.18%	5.16%	3.31%	0.98%	65.32%	32.75%	24.53%
Ind. de Trans. - demais segmentos	1.30%	10.35%	3.10%	5.78%	7.40%	2.90%	-1.20%	8.90%	2.04%	-0.47%	47.23%	21.91%	20.77%
Indústria Extrativa	-0.97%	8.07%	5.23%	10.50%	4.35%	7.13%	2.62%	7.50%	7.38%	6.00%	74.68%	24.45%	40.37%
Indústria: Utilidades Públicas	2.80%	2.71%	4.36%	0.75%	5.83%	2.94%	2.67%	4.39%	2.60%	2.55%	36.38%	11.02%	22.84%
Indústria: Construção Civil	-5.25%	6.71%	11.34%	11.89%	16.11%	18.33%	11.37%	17.66%	9.62%	3.00%	156.03%	25.95%	103.28%
Serviços	3.34%	5.11%	6.51%	5.08%	6.70%	4.60%	5.23%	6.60%	5.27%	3.04%	65.08%	21.57%	35.79%
Comércio	6.07%	9.14%	7.48%	5.41%	8.07%	7.06%	5.04%	8.96%	5.49%	4.34%	91.15%	31.16%	45.74%
Demais Serviços	2.13%	5.57%	6.16%	6.84%	6.29%	5.41%	5.20%	8.38%	7.16%	5.17%	76.07%	22.30%	43.97%
Administração Pública	3.02%	1.54%	6.26%	2.36%	6.17%	1.36%	5.46%	1.82%	2.02%	-1.83%	31.68%	13.77%	15.74%
<b>Total da Economia - RS</b>	<b>3.00%</b>	<b>6.30%</b>	<b>5.83%</b>	<b>5.77%</b>	<b>6.98%</b>	<b>4.88%</b>	<b>4.48%</b>	<b>6.94%</b>	<b>5.09%</b>	<b>2.48%</b>	<b>65.45%</b>	<b>22.56%</b>	<b>35.00%</b>

Fonte: RAIS. Extraído conforme classificação do IBGE, pela indisponibilidade de dados segmentados via CNAE 2.0 para períodos anteriores a 2006.

Elaboração: autor.

Até 2006 verifica-se que a geração de empregos na Agropecuária e nos segmentos mais exportadores da Indústria de Transformação ocorreu a taxas superiores aos Serviços na maioria dos anos (ainda que o Comércio tenha gerado mais postos de trabalho também). A partir de 2007 essa tendência é invertida, com o setor terciário sustentando a geração de empregos formais a taxas maiores que o setor exportador - juntamente com a indústria de Construção Civil.

Desta forma, com maior volume de pessoas contratadas por esses setores houve aumento de renda para o conjunto de famílias na economia gaúcha e, com isso, a demanda por bens e serviços aumentou.

Há ainda outro impacto indireto conjugado ao aumento de renda, porém influenciado por uma mudança institucional. A partir de meados da década 2000 o mercado bancário brasileiro passou a ampliar o acesso a linhas de crédito para famílias brasileiras de renda mais baixa.

Essa mudança foi influenciada pela aprovação de colaterais para a concessão de alguns tipos de empréstimo (caso do crédito consignado, por exemplo). Outro fator relevante foi a necessidade de expandir suas carteiras a um contingente maior de pessoas incorporado ao mercado de trabalho formal tendo, então, como comprovar fluxos de renda contínuos.

Tal modificação no cenário de crédito também possibilitou a expansão do setor de Construção Civil, outra atividade econômica bastante intensiva em mão-de-

obra – especialmente com baixo grau de qualificação. Remetendo novamente à Tabela 3, verifica-se uma aceleração no ritmo de contratações do segmento – especialmente no período entre 2005 e 2010.

Estabelecido o “estopim” para a nova dinâmica de crescimento da economia gaúcha a maior expansão do setor terciário gerou um aquecimento ainda maior do mercado de trabalho. Isso ocorreu pois Comércio e Serviços são segmentos muito intensivos em mão-de-obra, pela própria natureza intangível de suas atividades. Entre 2002 e 2012, o setor terciário respondeu por cerca de 72,1% do total de empregos formais gerados, sendo 23,4% referentes ao Comércio<sup>9</sup> e 48,7% aos demais serviços.

Há outro fator importante que favoreceu a maior demanda pelo fator trabalho por parte das empresas, demanda essa que provocou acentuada queda na taxa de desocupação:

- i) a baixa produtividade desse fator no Brasil;
- ii) as mudanças demográficas na população brasileira.

A primeira característica fez com que o crescimento só fosse possível pela incorporação de um contingente cada vez maior de pessoas, já que em função da baixa taxa de investimento de nossa economia não haveria substituição barata desse fator por mais capital e tecnologia.

Tabela 4 – População Economicamente Ativa, População Ocupada e Taxa de Desocupação (em mil pessoas, e part. %)

	Total das Regiões Metropolitanas						Região Metropolitana de Porto Alegre					
	10 a 14 anos	15 a 17 anos	18 a 24 anos	25 a 49 anos	50 anos ou mais	Total	10 a 14 anos	15 a 17 anos	18 a 24 anos	25 a 49 anos	50 anos ou mais	Total
Nov-04 PEA (mil pessoas)	71	585	4,150	13,422	3,610	21,838	4	50	332	1,116	292	1,794
Part. % na PEA	0.3%	2.7%	19.0%	61.5%	16.5%	100.0%	0.2%	2.8%	18.5%	62.2%	16.3%	100.0%
PO (mil pessoas)	60	388	3,291	12,325	3,444	19,508	3	36	280	1,051	283	1,653
Part. % na PO	0.3%	2.0%	16.9%	63.2%	17.7%	100.0%	0.2%	2.2%	16.9%	63.6%	17.1%	100.0%
Taxa de Desocupação	15.5%	33.7%	20.7%	8.2%	4.6%	10.7%	25.0%	28.0%	15.7%	5.8%	3.1%	7.9%
Nov-13 PEA (mil pessoas)	33	391	3,414	14,983	5,602	24,423	1	44	285	1,197	475	2,002
Part. % na PEA	0.1%	1.6%	14.0%	61.3%	22.9%	100.0%	0.0%	2.2%	14.2%	59.8%	23.7%	100.0%
PO (mil pessoas)	28	297	3,038	14,429	5,501	23,293	1	39	267	1,174	469	1,950
Part. % na PO	0.1%	1.3%	13.0%	61.9%	23.6%	100.0%	0.1%	2.0%	13.7%	60.2%	24.1%	100.0%
Taxa de Desocupação	15.2%	24.0%	11.0%	3.7%	1.8%	4.6%	0.0%	11.4%	6.3%	1.9%	1.3%	2.6%

RMPA: Região Metropolitana de Porto Alegre.

Brasil: Refere-se ao total das regiões metropolitanas pesquisadas.

Fonte: PME/IBGE

Elaboração: autor.

<sup>9</sup> RAIS (2012).

Já as questões demográficas se relacionam a idade, taxa de fecundidade e expectativa de vida da população brasileira. Os dados da Tabela 4 mostram que o contingente da População Economicamente Ativa (PEA) e da População Ocupada (PO) com mais de 50 anos aumentou de cerca de 17% em novembro de 2004 para um número próximo a 23% na RMPA.

Ademais, segundo o último Censo (IBGE, 2010), a expectativa de vida do brasileiro elevou-se de 70,4 anos para 73,9 entre 2000 e 2010, mesmo período onde o país experimentou uma queda na sua taxa de fecundidade de 2,4 filhos/mulher para 1,9 filho/mulher. Há, portanto, uma mudança estrutural que restringe a oferta de trabalho no Brasil no médio prazo e, com isso, contribui para as condições mais apertadas do mercado de trabalho.

Essa conjugação de fatores permitiu que houvesse uma expansão da demanda das famílias, que primeiramente concentrou-se no Varejo (bens), pela demanda reprimida junto a bens de consumo, mas que posteriormente estendeu-se aos demais serviços, já que quando as famílias possuem níveis de renda muito baixos estas tendem a consumir apenas bens de primeira necessidade.

O aquecimento do mercado de trabalho, como demonstrado acima, evidencia uma mudança de longo prazo nas economias brasileira e gaúcha. Na ausência, em horizonte próximo, de aumento do ritmo de investimentos que permitam a substituição do fator trabalho por capital e o aumento da produtividade dos trabalhadores, a demanda por mão-de-obra tende a se manter aquecida em fases de crescimento.

A ascensão do Comércio Varejista como um setor dinâmico na economia gaúcha traz consigo a necessidade de mensuração de seu desempenho de forma mais profunda.

Entre 2003 e 2009, a Fundação de Economia e Estatística (FEE), em parceria com a Federação do Comércio de Bens e Serviços do Rio Grande do Sul (FECOMÉRCIO-RS), elaboraram o Índice de Vendas do Varejo (IVV): indicador do faturamento real das empresas do Comércio Varejista, conforme FEE e FECOMÉRCIO-RS (2009). Tal indicador possuía segmentação em nível de mesorregiões e principais cidades, o que permitia identificar nuances no desempenho do segmento em áreas rurais (mais dependente das atividades agrícolas) em comparações com áreas urbanas. Entretanto, o IVV foi descontinuado em 2009.



Concomitantemente, desde 2000 o IBGE compila e divulga a Pesquisa Mensal do Comércio (PMC), para o Brasil e RS, que também amostra o faturamento real com revenda de mercadorias no setor em bases mensais. Entretanto, no que pese a dificuldade em mensurar um setor tão capilarizado – em termos de número de estabelecimentos – como o Varejo, o fato é que a pesquisa do IBGE amostra apenas empresas com no mínimo 20 pessoas ocupadas (IBGE, 2003).

Conforme a Tabela 13 (seção 3.2) os estabelecimentos com no mínimo 15 e 18 empregos formais no RS concentram-se basicamente na mesorregião Metropolitana de Porto Alegre. Optou-se pela comparação com dois cortes menores, porém próximos a 20 empregos formais, já que a RAIS contabiliza apenas empregos formais, uma variável diferente de pessoas ocupadas. Isso significa que a pesquisa do IBGE captura muito bem o faturamento das empresas de Varejo em aglomerados urbanos, mas o desempenho no restante do estado acaba sendo subestimado.

As demais mesorregiões, especialmente na metade-sul do Estado, estão mais sujeitas aos efeitos do ciclo econômico na Agropecuária pela maior representação dessa atividade em suas economias locais (e, portanto, também os efeitos do setor externo). Desta forma, efeitos desse ciclo sobre a atividade econômica do Varejo nessas regiões acabam sendo pouco mensurados pela pesquisa do IBGE.

À exceção desses indicadores não há outras pesquisas que mensurem outros aspectos da atividade econômica no Varejo do estado. A título de comparação setorial, a nível regional existem outros dois indicadores importantes para a Indústria. A Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (PIMES, ver IBGE (2004)) mede o volume de emprego, horas trabalhadas e remunerações pagas dentro da indústria de transformação. Já o Indicador de Desempenho Industrial (IDI-RS, ver FIERGS (2013)), é um indicador de atividade econômica do setor no Estado, baseado em variáveis de emprego, custos, faturamento e utilização de capacidade produtiva.

Desta forma, a mensuração do setor secundário no Estado captura efeitos econômicos sobre uma ampla gama de variáveis, e não apenas a produção na Indústria de Transformação.

A justificativa para a utilização de diversas variáveis para mensurar o ciclo econômico é que atividade econômica de um setor não está ligada apenas a sua produção e faturamento, mas também afeta às demais variáveis, como volume de empregos, compras junto a fornecedores, entre outros (ver seção 1.3).

É perfeitamente possível, por exemplo, que um setor continue em expansão muito embora, em determinado mês tenha experimentado resultados de vendas ruins.

Considerando o acima exposto, entende-se que há espaço para a construção de um indicador mais amplo, que mensure o ciclo de negócios no Varejo do RS, considerando uma quantidade maior de variáveis para capturar efeitos econômicos que afetam não apenas o faturamento do setor.

A próxima seção apresenta a evolução da literatura no estudo dos Ciclos de Negócios e na construção de indicadores coincidentes. A seção também apresenta as principais aplicações na economia internacional, brasileira e alguns exemplos setoriais para a economia gaúcha.

### **1.3 O estudo e mensuração dos Ciclos de Negócios através de índices coincidentes nas Ciências Econômicas**

As relações entre os diversos agentes em uma economia de mercado podem ser resumidas através da interação entre a oferta e a demanda por bens e serviços dentro desse sistema.

Quando o objeto de análise é a interação entre consumidores e firmas em um determinado mercado está-se no âmbito do chamado Equilíbrio Parcial, ou seja, a análise dos resultados de equilíbrio em apenas um dos mercados dessa economia. Nesse ambiente, variáveis de interesse de outros mercados são tomadas como exógenas – ou seja, são determinadas pelas interações em seus respectivos mercados, e não se considera que são afetadas pelo mercado de interesse.

Uma forma de ampliar o escopo da análise anterior é observar não só a relação em um único mercado, mas sim entre todos aqueles que compõem a economia. Nesse caso, entra-se no âmbito do chamado Equilíbrio Geral, quando todas as relações de todos os mercados são determinadas endogenamente ao modelo.

Para fins puramente didáticos pode-se dizer que o objeto de estudo da Teoria Macroeconômica é o comportamento das variáveis agregadas de uma economia, resultantes da interação entre o incontável e número de decisões tomadas pelos agentes econômicos no âmbito de uma economia de mercado. Considera, portanto,

o segundo conjunto de relações, aquelas determinadas em todos os mercados endogenamente.

Entretanto, a caracterização desse escopo de análise estaria incompleta sem considerar a existência de choques aleatórios sobre o comportamento dessas variáveis: o advento de novas tecnologias, a ocorrência de eventos naturais extremos que afetam o desempenho econômico, ou erros não sistemáticos inerentes à tomada de decisão pelos agentes econômicos.

A literatura econômica distingue a análise macroeconômica em duas áreas com intrínsecas ligações teóricas, ainda que subdivididas para fins didáticos: a tendência e os movimentos cíclicos.

A interpretação padrão trata de associar cada escopo, respectivamente, como comportamentos de longo e curto prazo para as variáveis macroeconômicas. Costumeiramente esses conceitos se confundem com períodos de tempo quando na verdade referem-se aos efeitos de choques aleatórios e mudanças de políticas<sup>10</sup> sobre as trajetórias das variáveis agregadas.

Tal subdivisão também pode ser vista através das diferentes linhas de pesquisa ligadas a cada conceito. Quando consideramos efeitos de mudanças nas regras de decisões sobre a tendência das variáveis, especialmente sobre o produto, estamos no âmbito do Crescimento Econômico. Por outro lado, quando o objetivo é compreender os efeitos das mudanças inesperadas de políticas, como dos choques aleatórios, o foco passa às flutuações cíclicas comuns às muitas variáveis macroeconômicas, o que se definiu como Ciclo de Negócios.

Conforme Zarnowitz (1984), o estudo dos Ciclos de Negócios está intrinsecamente ligado à dinâmica de curto prazo das variáveis econômicas e possui larga interação com a própria pesquisa em Crescimento Econômico, como também Moeda, Inflação e o papel das expectativas dentro de uma economia.

A pesquisa em Ciclos de Negócios antecede o surgimento da Macroeconomia como área relevante dentro das Ciências Econômicas – fato comumente atribuído a partir de Keynes (1983), com sua teoria sobre o comportamento de economias de mercado no caso particular de períodos recessivos.

---

<sup>10</sup> Para evitar conflitos conceituais, lembramos que “política” não se refere, necessariamente, à uma decisão de Política Econômica adotada por determinada administração governamental. Lucas (1976) define “política” como a especificação de ao menos uma variável – ou uma regra de decisão - em um determinado período.

Para Zarnowitz (1993) o comportamento cíclico das variáveis econômicas como objeto de interesse na Economia remonta ao século XIX, quando a instabilidade típica de períodos recessivos exigia explicações dos economistas da época.

A extensão da pesquisa teórica para o campo empírico exige a capacidade de mensuração de cada variável econômica para permitir a análise prática de seu comportamento cíclico.

A análise empírica dos ciclos econômicos data do artigo seminal de Burns e Mitchell (1946), dentro de um ciclo de estudos mais amplo do National Bureau of Economic Analysis (NBER), nos Estados Unidos.

No âmbito dessa pesquisa, os autores buscaram uma primeira definição formal para o termo “Ciclo de Negócios”:

*“[...] a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle [...]” (BURNS; MITCHELL. 1946, pp. 3).*

Trata-se de uma descrição literal dos movimentos observados por séries econômicas, em formatos visuais senóides. Além da identificação de fatos estilizados<sup>11</sup> para os ciclos econômicos, o artigo abre a possibilidade de uma linha de pesquisa interessada na construção de indicadores econômicos que (i) acompanhem o comportamento cíclico para a economia americana como um todo e (ii) permitam, se possível, antecipar a ocorrência de cada fase, especialmente os períodos recessivos.

Uma das primeiras tentativas de construção dessa classe de indicadores deu-se dentro do *Department of Commerce* do governo americano, posteriormente adotada pelo próprio NBER.

Entretanto, essa abordagem não utilizava nenhum modelo probabilístico com suposições sobre o comportamento estocástico dos choques a que as variáveis econômicas estão sujeitas. Mesmo assim, foi utilizada por muitos anos para medir o ciclo econômico naquele país.

A alternativa à abordagem empírica desenvolvida por Burns e Mitchell (1949) surgiu posteriormente dentro do próprio NBER. Stock e Watson (1988) propuseram um modelo probabilístico capaz de identificar e extrair um ciclo não observável e

---

<sup>11</sup> Burns e Mitchell (1946) apontam, por exemplo, a assimetria na variabilidade e duração entre as fases de expansão, desaceleração, recessão e recuperação dos ciclos.

presente em cada série econômica eventualmente selecionada. Tal metodologia ficou conhecida na literatura como modelos de Fator Dinâmico.

A abordagem de Stock e Watson (1988), partindo de Sargent e Sims (1977), adota a premissa que há movimentos contemporâneos comuns presentes nas séries macroeconômicas usualmente observadas. Ou seja, as flutuações do Ciclo de Negócios na atividade econômica agregada poderiam ser identificadas através do comportamento individual em uma seleção de poucas variáveis macroeconômicas. Em outras palavras, o ciclo econômico pode ser interpretado como subjacente ao ciclo dessas séries e, portanto, não mensurável diretamente.

A formulação teórica linear proposta em Stock e Watson (1988) permite que o modelo seja estimado através da metodologia do Filtro de Kalman (ver Hamilton (1994)). Entretanto ao invés da decomposição de um grupo de observáveis em suas componentes não-observáveis básicas (tendência, ciclo, sazonalidade e aleatório, como propõem Commandeur e Koopman (2007)), aquele é decomposto em um componente cíclico comum (com pesos dados pela participação de cada observável naquele ciclo) e os componentes idiossincráticos referentes aos movimentos de cada observável.

Como teste prático para a sua abordagem, Stock e Watson (1988) estimam o indicador coincidente elaborado pelo *Department of Commerce* com base nas mesmas variáveis utilizadas. O resultado mostra que o indicador cíclico comum gerado pelo modelo de Fator Dinâmico é similar ao original, porém com pesos diferentes nas participações das quatro variáveis macroeconômicas básicas utilizadas (produção industrial total, renda pessoal descontadas transferências, vendas totais, emprego em setores não-agriculturais).

Mais adiante, Stock e Watson (1989) estendem o trabalho anterior ao propor a criação de um indicador econômico antecedente (*LEI*, na sigla em inglês), capaz de mensurar não o estado atual da economia, mas antecipar seu estado futuro, através da projeção da taxa de crescimento acumulada do indicador econômico coincidente (*CEI*, na sigla em inglês) seis meses a frente. Como subproduto, a estimação conjunta dos dois indicadores também permitiu a construção de um “índice de recessão”, ou seja, indicador variando entre 0 e 1 que mensura a probabilidade de uma recessão na economia americana.

O conjunto de trabalhos de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) se tornou pedra fundamental na construção de indicadores coincidentes e antecedentes

dentro da literatura econômica. A esse conjunto de artigos seguiram-se diversas aplicações na construção de indicadores coincidentes e antecedentes para outras economias.

Forni et alli (2000, 2001) utilizam um modelo de Fator Dinâmico Generalizado, que reconcilia o modelo de Fator Dinâmico com a Análise de Componentes Principais, permitindo a estimação do modelo com todos os tipos de variáveis disponíveis: coincidentes, antecedentes e precedentes (defasadas).

Essa abordagem torna-se mais adequada para a obtenção de um indicador coincidente à Zona do Euro, onde são utilizadas variáveis em painel para a obtenção de um componente comum não apenas às variáveis, mas também aos países. Como resultado, o indicador obtido para atividade econômica da região mostrou-se altamente correlacionado com variáveis de emprego e taxas de juros, enquanto as variáveis de encomendas, utilização da capacidade produtiva e consumo de energia formaram o indicador antecedente.

Diebold e Rudebusch (1996) fazem uma revisão das tentativas de mensuração dos Ciclos de Negócios e propõem a interação entre o modelo de Fator Dinâmico com a não-linearidade de modelos com Mudança de Regime Markoviana, presentes no artigo seminal de Hamilton (1989). Segundo os autores incorporação da assimetria entre períodos diferentes do Ciclo de Negócios parece um passo consistente, uma vez que a literatura do assunto já considerava diferentes comportamentos entre recessões e expansões, muito embora a pesquisa de ambos tipos de modelos propostos tivessem seguido – até aquele momento – agendas separadas.

Chauvet (1998) segue a proposição supracitada e aplica um modelo de Fator Dinâmico com mudança de regime com base em um algoritmo para a estimação de modelos com mudança de regime no formato de espaço-de-estados presente em Kim (1994).

Ainda segundo Chauvet (1998), a abordagem de reconstruir o modelo de Fator Dinâmico com a introdução de regimes diferentes foi motivada pela dificuldade do modelo original de Stock e Watson (1988) em identificar a recessão da economia americana entre 1990-1991. Os resultados empíricos corroboraram a hipótese de regimes distintos dentro do ciclo da economia americana, apresentaram alta correlação com as datações das recessões pelo NBER e, conseqüentemente,

mostraram que o modelo com mudanças Markovianas era capaz de identificar a recessão de 1990-1991.

Gallardo e Pedersen (2007) são outro exemplo de construção de indicadores antecedentes, porém desta vez aplicados ao conjunto de países da América Latina. Entretanto, nessa abordagem a metodologia de construção utilizada é a de indicadores compostos da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2008).

A difusão da metodologia de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) contribuiu para a aplicação para séries macroeconômicas brasileiras, especialmente após a melhora na qualidade das estatísticas oficiais que ocorreu na esteira do Plano Real.

Spacov (2001) combina a abordagem de Forni et alii (2000, 2001) com Issler e Vahid (2002) para a construção de indicadores coincidentes e antecedentes para a atividade econômica no Brasil. A grande diferença corresponde à exclusão da restrição de apenas um único ciclo comum às séries macroeconômicas, o que é feito utilizando a abordagem da análise de correlações canônicas.

Picchetti e Toledo (2002) seguem abordagem similar ao aplicar o modelo de Fator Dinâmico para uma análise setorial ao reconstruir o Índice de Produção Industrial agregada do Brasil. Para tanto os autores estimam o componente cíclico comum não observável entre as séries segmentadas em classificação de bens por categoria de uso: capital, intermediários e de consumo (duráveis e não-duráveis).

O componente extraído da estimação é comparado ao índice de base fixa original, especialmente em suas taxas de crescimento, onde fica clara a diferença entre as variações dos dois indicadores. Ambos apresentam, conforme os autores, boa correlação entre si, mas o componente comum apresenta menor variabilidade que o índice cheio.

Já Chauvet (2000) adota um modelo de Fator Dinâmico para obter indicadores antecedentes para os índices de inflação oficial do Brasil (IPCA). Partindo da datação dos pontos de inflexão no ciclo da inflação através de um modelo com mudança de regime Markoviana, a autora então aplica a metodologia de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) a um conjunto inicial de sessenta e oito variáveis. Os resultados retornaram cinco diferentes indicadores antecedentes, que avaliados quanto a sua capacidade de previsão fora-da-amostra apresentaram bom

desempenho, sendo capazes de antecipar as mudanças cíclicas em até cinco meses.

Uma aplicação para a economia gaúcha encontra-se em Morais e Portugal (2007), onde o modelo de Fator Dinâmico é utilizado para reconstruir o existente indicador de atividade econômica da indústria do Rio Grande do Sul, o Índice de Desempenho Industrial (IDI-RS).

A intenção dos autores é utilizar um modelo probabilístico para compará-lo com sua versão original, obtida através da Análise de Componentes Principais conforme FIERGS (2013), e utilizar a versão não-linear aplicada em Chauvet (1998) para obter também um indicador que meça a probabilidade de uma recessão na indústria gaúcha.

Por fim, Morais (2011) é outro exemplo da construção de indicadores antecedentes aplicados para antecipar o ciclo econômico dentro da economia do Rio Grande do Sul. A abordagem também utiliza a metodologia de indicadores compostos em OCDE (2008),

Na ausência de uma série para o PIB gaúcho em frequência mensal, o autor utilizou a série da Produção Industrial do estado. Os resultados apontaram que, separadamente, os indicadores de médio prazo (padrões cíclicos com antecedência de até 6 meses) apresentaram melhor antecipação dos ciclos econômicos que os de longo prazo (acima de 6 meses). Entretanto, conforme o autor o indicador composto de médio e longo prazos foi o que apresentou melhor ajuste.

## 1.4 Objetivos

Apesar de bastante difundida não há aplicações conhecidas da metodologia de modelos de Fator Dinâmico para a construção de indicadores coincidentes para a atividade econômica do Varejo no Rio Grande do Sul.

Muito embora exista um indicador de atividade econômica para o setor terciário brasileiro (IBC-BR<sup>12</sup>, segmentado para Serviços, Indústria e Agropecuária), em BCB (2014a), este não é regionalizado para a economia gaúcha. Não só isso, a já citada ausência de dados sobre o Comércio Varejista em profusão torna difícil a

---

<sup>12</sup> O Índice de Atividade Econômica do Brasil Banco Central (IBC-BR) é divulgado também segmentado para os três setores econômicos do país. Essas séries são divulgadas mensalmente em BCB (2014a).



análise de desempenho setorial para essa atividade econômica. Tal “vácuo” de informações abre espaço para a construção de um indicador mais amplo para o setor.

Sendo assim, o objetivo deste trabalho é a construção de um indicador coincidente (IC) que possa ser utilizado como *proxy* para a atividade econômica do segmento de Comércio Varejista dentro da economia do estado do Rio Grande do Sul. A utilização de variáveis que apresentem comportamento comum entre si e altamente correlacionado com as Vendas do Varejo é o ponto de partida para a investigação a seguir.

Para tanto, será utilizada a metodologia de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) de modelos de Fator Dinâmico, como será melhor detalhado no capítulo 2. O indicador obtido será avaliado junto aos indicadores existentes, as pesquisas do IBGE e FEE/Fecomércio-RS (enquanto existiu).

O trabalho organiza-se da seguinte forma. A seção 2 detalha a metodologia utilizada no trabalho. A seção 3 contém todos os resultados obtidos, conjuntamente com sua análise e avaliação do indicador obtido, enquanto a seção 4 apresenta as considerações finais.

A próxima seção apresentará mais detalhadamente a metodologia a ser empregada neste trabalho para a construção do indicador coincidente para a atividade econômica do setor Varejista do Rio Grande do Sul.

## 2 METODOLOGIA

A seção atual consiste em duas partes: primeiramente apresenta o modelo de Fator Dinâmico através da metodologia de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993), e em seguida trata da metodologia utilizada para a construção de alguns dos dados regionais utilizados para a estimação do indicador.

### 2.1 O modelo de Fator Dinâmico

Considera-se primeiramente um vetor de variáveis observáveis em nível, denotado por  $X_t$ . A hipótese de trabalho é que há um comportamento comum às variáveis econômicas em questão. Além da componente comum tais variáveis também são constituídas por seus comportamentos idiossincráticos, portanto específicos a cada série observável.

Empiricamente, sabe-se que muitas séries macroeconômicas são não estacionárias, com tendência estocástica ou determinística<sup>13</sup>. Stock e Watson (1988) argumentam que é possível considerar a hipótese que as tendências das variáveis observáveis são comuns entre si: ou seja, tais variáveis apresentariam pelo menos uma relação de cointegração<sup>14</sup> entre si.

Nesse caso, o componente cíclico comum também capturaria essas relações de cointegração, caso a estimação ocorresse com as séries em nível. Contudo, é necessário considerar a hipótese alternativa de que não há uma relação de longo prazo entre as observáveis. Dessa forma, faz sentido modelar o sistema em primeiras diferenças ou taxas de crescimento (aproximadas pela primeira diferença das variáveis em logaritmo), transformando então as séries observáveis em estacionárias.

Assim, o modelo em expresso com variáveis em 1ª diferença dos logaritmos seria dado pelo conjunto de equações (1)-(3).

$$X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \epsilon_t, \quad (1)$$

sendo  $X_t$  o vetor de observáveis em nível;

<sup>13</sup> Ver Bueno (2008) e Enders (2010).

<sup>14</sup> Para as relações de cointegração, ver o artigo seminal de Nelson e Plosser (1982).

, onde ; (2)

, onde ; (3)

;

;

Conforme a matriz de covariância de demonstra, o modelo implicitamente assume que os erros dos componentes idiossincráticos não são correlacionados entre si. A equação (12) mostra que a metodologia de Stock e Watson (1988) também assume a ausência de correlação entre e .

Morais e Portugal (2007) assumem ainda que as variâncias do componente comum são iguais a 1. Neste trabalho optou-se por não impor restrições a esse parâmetro, *a priori*. Assim, há um parâmetro a mais a estimar, .

De acordo com Kim e Nelson (2000), dada a média amostral os parâmetros e não podem ser separadamente estimados, conforme demonstram (4)-(5). Assim, sugerem estimar o modelo com as variáveis observáveis centralizadas em suas médias, além da 1ª diferença em logaritmos, para evitar problemas de identificação dos parâmetros e .

, uma vez que (4)

;

;

(5)

Desta forma, podemos reescrever o sistema (1)-(3) nesse novo formato, ou seja:

$$\text{ , onde} \tag{6}$$

$$\text{ , onde ;} \tag{7}$$

$$\text{ .} \tag{8}$$

Assim, estatisticamente o objetivo é estimar as posições da variável não-observável , o que nos trará como resultado a taxa de crescimento centralizada na média de . Para tanto, teremos observações e posições de a estimar. Entretanto, esse problema é dificultado pela presença dos hiperparâmetros do modelo: . Esse problema adicional é o que fez com que Stock e Watson (1988) sugerissem alterar o sistema (6)-(8) para representá-lo no formato de Espaço de Estados.

Kim e Nelson (2000) e Hamilton (1994) mostram que a utilização do modelo no formato de Espaço de Estados permite utilizar o Filtro de Kalman para estimar as variáveis de interesse e os hiperparâmetros do modelo, quando desconhecidos.

Nesse caso, inicia-se o Filtro com uma projeção inicial mais simples dos hiperparâmetros (por exemplo, uma estimação univariada através de Mínimos Quadrados Ordinários (*OLS*, na sigla em inglês)).

O passo seguinte é a estimação das variáveis não-observáveis do Filtro e posterior maximização da Função de Verossimilhança com a inclusão das primeiras estimativas dos componentes não-observáveis. Isso retorna novos valores para os hiperparâmetros que, por sua vez, serão submetidos ao processo iterativo novamente até a obtenção de um máximo, segundo o critério de parada pré-estabelecido para o algoritmo.

Sendo assim, para o caso hipotético de um modelo com três variáveis observáveis, um componente comum não observável, e um número de defasagens , o modelo no formato de Espaço de Estados é dado pelas equações (9)-(12). Optou-se pela apresentação com 3 defasagens a fim de simplificar a exposição. A especificação selecionada para o indicador coincidente estimado, conforme a seção 3 apresentará, possui 3 variáveis observáveis e para as defasagens.

(9)

, onde , que, de forma decomposta (10)

(11)

;

onde a matriz de covariância do vetor é dada por

(12)

.

Uma vez formatadas no Espaço-de-Estados, as equações de Medida (11) e Transição (12) são submetidas ao processo de estimação dos hiperparâmetros e da componente não observável através do Filtro de Kalman.

Conforme Kim e Nelson (2000), o Filtro consiste de duas etapas iterativas, cujos objetivos são:

- i) **projeção:** obter uma estimativa ótima para as variáveis observáveis - dado o conjunto de informação disponível até  $t-1$ , ou seja,  $\hat{y}_{t|t-1}$ ;
- ii) **atualização:** uma vez atualizado o conjunto de informação para  $t$  com a chegada de novas observações, procede-se ao cálculo do erro de projeção de  $y_t$ , o que permitirá atualizar a projeção das componentes não observáveis do vetor de estados,  $\hat{x}_{t|t}$ , e com isso, melhorar a próxima estimativa de  $\hat{y}_{t+1|t}$ .

Matematicamente, podemos expor as etapas acima de acordo com as respectivas equações do Filtro, que aplicadas ao modelo de Stock e Watson (1988) no formato acima tornam-se:

**i) projeção:**

$$\hat{y}_{t|t-1} = \mathbf{H}'_t \hat{x}_{t|t-1} + \mathbf{H}'_t \mathbf{P}_{t-1} \mathbf{H}_t \mathbf{e}_{t-1} + \mathbf{H}'_t \mathbf{P}_{t-1} \mathbf{H}_t \mathbf{e}_t$$
, onde  $\hat{x}_{t|t-1}$ , é o conjunto (13)  
de informações até  $t-1$ ;

(14)

(15)

(16)

onde, no modelo em análise,

**ii) atualização:**

;

(17)

(18)

A expressão  $K_t$  é o que se convencionou chamar de “ganho de Kalman”, usualmente denotada por  $K_t$ , e representa uma espécie de “peso” dado à nova informação<sup>15</sup> obtida com o erro da projeção realizada antes da atualização do conjunto de informações para o período  $t$ .

Para iniciar o processo iterativo, entretanto, é preciso obter uma estimativa “rudimentar” para o vetor de estados  $x_t$ . Isso é necessário, conforme Hamilton (1994), para que seja possível proceder à estimação dos hiperparâmetros. Nesse caso, o processo iterativo inicia assumindo-se um valor inicial para  $x_t$ , ou seja, antes do primeiro período da amostra. Esse valor permite então construir a Função de Verossimilhança e, a partir dela, maximizá-la para o conjunto de hiperparâmetros.

A próxima etapa é retornar às equações (13)-(18) e inserir as estimativas iniciais dos hiperparâmetros permitindo, com isso, obter as novas estimativas para  $x_t$ , dado o conjunto de informação  $y_t$ . Os passos anteriores são repetidos iterativamente até que se tenha atingido o critério de convergência estabelecido.

Há ainda uma terceira etapa chamada de alisamento (*smoothing*). Esse processo adicional do Filtro pode ser utilizada para obter melhores estimativas para o vetor de estados e as componentes não-observáveis. Basicamente, consiste em utilizar o conjunto de informações completo disponível (ou seja, até o final da amostra  $T$ ) e iterar retroativamente iniciando em  $T$  através das equações (19)-(20).

(19)

(20)

---

<sup>15</sup> Ver Kim e Nelson (2000) para uma discussão mais extensa sobre o significado do ganho de Kalman.

onde consideram-se como os valores iniciais do alisamento as estimativas finais da primeira passagem do filtro, e .

Assim, no modelo de Fator Dinâmico onde a variável de interesse é o indicador coincidente, na formulação apresentada o que o Filtro nos retornará é a série estimada e alisada para todos os valores da amostra, que é o elemento na primeira posição de .

Entretanto, seria também interessante obter um indicador em nível, para enriquecer análises futuras com a análise de sua tendência de longo prazo. Para obter uma estimativa do indicador em nível, seria necessário obter uma estimativa de sua média , por (7),

$$; \quad (21)$$

logo,

A obtenção de é possível já que, conforme Kim e Nelson (2000), a relação entre e as observáveis é dada por

$$(22)$$

onde pode ser estimado pelo elemento (1,1) de

$$- \text{ onde } \text{ é o operador de defasagem}, \quad (23)$$

e , é o elemento (1,1) de ., já que o ganho de Kalman ( ) converge muito rapidamente para um estado estacionário , de modo que na última iteração ele já assumiria esse valor, ou seja, teríamos e, portanto, seria possível calcular = (seu valor de estado estacionário), por (17).

Para aplicar a metodologia acima e obter os resultados optou-se por utilizar o software STATA 12, que já possui rotinas de estimação de modelos de Fator Dinâmico, permitindo alguma liberdade na especificação do modelo (número de fatores comuns não observáveis, defasagens dos fatores e dos componentes idiossincráticos e estimação da variância dos fatores comuns).



## 2.2 Construção de algumas variáveis para a economia gaúcha

A aplicação de um modelo de Fator Dinâmico para a construção de um índice coincidente para o Varejo do RS só seria possível com a existência de variáveis econômicas ligadas ao setor em nível regional.

Entretanto, as bases de dados econômicos existentes a esse nível não são extensas o suficiente em termos de número de observações, nem em variedade adequada mesmo para variáveis importantes como a renda das famílias e o crédito às pessoas físicas.

Conforme McCandless (2008), a Teoria Macroeconômica nos mostra que mesmo as equações de consumo mais básicas em um modelo de Real Business Cycles (RBC) supõem que o consumo está ligado à expectativas das famílias (quanto a seu nível de consumo futuro e taxas de juros), bem como à renda. Sabemos que o crédito funciona em uma economia de mercado com uma forma de ampliar a renda presente com base em antecipações da renda futura e, com isso, aumentar a capacidade de consumo de uma família.

A variável de renda poderia ser aproximada pela Massa de Rendimentos do Trabalho Ampliada, obtida mensalmente por IBGE (2007), no âmbito da Pesquisa Mensal do Emprego e ampliada pelos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) (IBGE, 2012a). Entretanto, há um problema empírico adicional a considerar.

Conforme BCB (2009) e Moura e Barros (2012), nos últimos anos o Brasil experimentou um aumento no número de benefícios previdenciários e de assistência social concedidos através da Previdência Social. Além disso, é importante também considerar a ampliação de programas de transferência de renda para algumas famílias. Com isso, construiu-se o conceito de Massa de Salarial Ampliada (MSA), que tornou-se base para uma medida mais abrangente de renda familiar no Brasil.

Muito embora seja calculada mensalmente pelo Banco Central do Brasil, a MSA não está disponível a nível regional. Decidiu-se então por construí-la para o Rio Grande do Sul com base na segmentação de dados disponível nas fontes primárias. Nesse caso, essa aproximação regional segue a metodologia de Moura e Barros (2012), sendo dada pela equação (24).

, onde (24)

- : massa de rendimentos do trabalho ampliada;
- : benefícios previdenciários pagos pelo Regime Geral da Previdência Social;
- : benefícios de prestação continuada, pagos pela Previdência Social;
- : benefícios pagos pelo programa Bolsa Família.

Após essa construção de dados os valores obtidos foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo<sup>16</sup> (IPCA) de julho de 2003, e os resultados transformados em números-índices de base fixa na média de 2007.

A segunda construção de dados necessária foi uma série de crédito para o RS. A série existente e disponível em BCB (2014a) compreende o estoque de crédito ainda em aberto (não quitado) dentro do estado. Entretanto, o estoque de crédito considera tanto os novos empréstimos efetuados no mês de referência, quanto o saldo de empréstimos antigos com parcelas a vencer, descontadas as parcelas que venceram naquele período.

Além disso, essa série compreende também financiamentos para a compra de imóveis, que são bens não compreendidos dentro do âmbito do Varejo, conforme a Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE).

Para medir a variação do faturamento real do mês no Varejo faz mais sentido que se utilize uma série apenas com os empréstimos concedidos no mês de referência, sem considerar financiamentos imobiliários e outras espécies de recursos para fins específicos (como Crédito Rural), série essa que não existe hoje em nível estadual, apenas a nível nacional.

Assim, optou-se por construir quatro séries de crédito de forma bem simples, com base nos dados disponibilizados pelo Banco Central:

- i) duas séries de estoque de crédito total no RS (denominadas CRED1 e CRED2);
- ii) duas séries que tentam aproximar o movimento de concessões de crédito no RS (CRED3 e CRED4).

---

<sup>16</sup> A escolha do deflator com base em julho de 2003 se deu por ser essa a data-base do deflator utilizado para obter o faturamento real dentro da Pesquisa Mensal do Comércio no Rio Grande do Sul, e do Índice de Vendas do Comércio, que serão as séries com as quais o indicador coincidente será comparado (ver IBGE (2003) e FEE (2009)).

Para as séries de estoques foram utilizadas a série de Saldo de Crédito às Pessoas Físicas (PF) no RS (BCB, 2014a) e o Saldo das Operações de Crédito no RS (BCB, 2014b). Ambas as séries não foram tomadas por inteiro, sendo ponderadas pela participação nacional dos saldos de Crédito Livre PF no Crédito Total PF, e Crédito Livre PF no Crédito Total, respectivamente.

Para obter uma aproximação para séries de Concessões de Crédito no RS optou-se por ponderar a série Saldo de Crédito PF no RS pela razão entre Concessões de Crédito Livre PF no Saldo de Crédito PF do Brasil. A outra construção foi ponderar o Saldo das Operações de Crédito no RS pela razão Concessões de Crédito Livre PF sobre Saldo de Crédito, ambos do Brasil.

Conforme supracitado, as aproximações acima foram necessárias em função da participação do Crédito Imobiliário nos saldos de crédito, que são as únicas variáveis regionalizadas pelo Banco Central. Assim, assume-se que a razão entre as Concessões de Crédito e os Saldos, no RS, não diferem tanto do que ocorre no Brasil.

A próxima seção trata da estimação propriamente dita do indicador coincidente, iniciando pela fase de testes e pré-seleção de variáveis, e passando a análise de resultados posteriormente.

### 3 ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS

Esta seção é composta por três partes. Na primeira são apresentados os métodos de tratamento, resultados de testes preliminares para a seleção das variáveis observáveis candidatas a compor o indicador coincidente. Já a segunda parte expõe o critério de seleção do melhor modelo e uma análise mais minuciosa de seus resultados.

#### 3.1 Tratamento e testes preliminares das variáveis candidatas

A primeira etapa foi de pré-seleção das variáveis candidatas a observáveis para construir o Indicador Coincidente (IC). Lembramos que os indicadores de Vendas do Varejo (faturamento real), por construção, se relacionam com a demanda das famílias. Desta forma, optamos por seguir os passos da teoria econômica para a investigação inicial de variáveis do IC. A escolha recaiu sobre variáveis com alta correlação contemporânea com o consumo das famílias presente: renda, crédito para consumo de bens não-imobiliários<sup>17</sup> (concessões de crédito não-direcionado) e expectativas do consumidor.

A construção das variáveis de renda e concessões de crédito não-direcionado para a economia do RS já foi tratada na seção 2.2.

A variável “expectativa do consumidor”, por sua vez, apresentou um problema adicional. Em geral, tal variável é mensurada através de entrevistas sobre (i) o sentimento das famílias quanto à sua situação presente e (ii) suas expectativas hoje a respeito da economia como um todo 6 meses à frente<sup>18</sup>.

Dentre todas as pesquisas disponíveis a única com segmentação regional para o RS é a Pesquisa de Intenção de Consumo das Famílias de Porto Alegre. Entretanto, sua primeira observação é de janeiro de 2010, o que reduziria significativamente o tamanho da amostra disponível e, com isso, os graus de liberdade para estimação.

Desta forma, na ausência de uma pesquisa regional com grande número de observações optou-se utilizar os índices da Sondagem do Consumidor (IBRE-FGV,

---

<sup>17</sup> Conforme a seção 2.2, trata-se da modalidade de Concessões de Crédito Livre às Pessoas Físicas.

<sup>18</sup> Há três pesquisas relevantes para essa variável: Sondagem do Consumidor (IBRE-FGV (2012)), o Índice de Confiança do Consumidor de São Paulo (FECOMÉRCIO-SP (2013)), e a Pesquisa de Intenção de Consumo das Famílias de Porto Alegre (FECOMÉRCIO-RS (2013)).

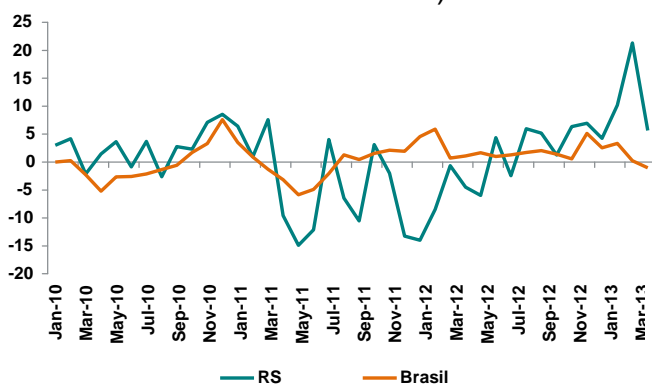
2012), e o Índice de Confiança do Consumidor de São Paulo (FECOMÉRCIO-SP, 2013).

Obviamente, a adoção desses dados na construção do IC implica assumir que o comportamento cíclico das expectativas dos consumidores gaúchos (ou, no mínimo, dos porto-alegrenses) não se diferencia tanto do mesmo comportamento para a média nacional. Em outras palavras haveria uma correlação positiva entre essas variáveis, ainda que não perfeita.

Dentro do pouco tempo de observação para a Pesquisa de Intenção de Consumo das Famílias de Porto Alegre, que pode ser comparada nacionalmente pela mesma pesquisa realizada por CNC (2013), esse parece ser o caso.

O Gráfico 3 e a Tabela 5 comparam o ciclo extraído pelo Filtro Hodrick-Prescott para ambos indicadores. Os resultados indicam que a diferença de comportamento entre os ciclos das expectativas em Porto Alegre e na média nacional está na amplitude das variações, mas não no sentido do ciclo em si. Como esperado, o sinal da correlação entre os ciclos é positivo, estatisticamente diferente de zero<sup>19</sup>, e não é perfeito (é, portanto, diferente de 1).

Gráfico 3 – Intenção de Consumo das Famílias (Ciclo extraído do Filtro HP –  $\lambda=14400$ )



Fontes: CNC e Fecomércio-RS.  
Elaboração: autor.

Tabela 5 – Testes de Igualdade de Média e Desvio Padrão, e Correlação Cruzada

	Média	Desv. Padrão	Correlação Cruzada
ICF BR	-4.50E-11	7.5860	0.3121
ICF POA	-7.00E-11	3.1274	-
Teste F	4.40E-22	5.8838	-
p-Valor	1.00E+00	8.00E-09	-
Teste t	-	-	2.2525
p-Valor	-	-	0.029

H<sub>0</sub>: parâmetros estimados são iguais.  
Fonte: autor.

Selecionadas as variáveis passíveis de compor o indicador coincidente com base na teoria econômica, buscou-se outras variáveis que poderiam apresentar alta correlação com o faturamento real do Varejo, ainda de que forma indireta. O Quadro 1 descreve tal conjunto de variáveis.

<sup>19</sup> A significância ocorre a 1%. Uma das possíveis razões para o baixo p-Valor pode estar no tamanho da amostra, que possui apenas 49 observações.

Quadro 1 – Variáveis pré-selecionadas e Indicadores de faturamento real do Varejo gaúcho para referência

Sigla adotada	Descrição	brutos
MSA	Massa de Salarial Ampliada, conforme metodologia em Moura e Barros (2012) e Banco Central do Brasil (2009). Não inclui dados de Abono, Seguro Desemprego e Benefícios Previdenciários do RPPS, por não existir segmentação para o RS.	IBGE, Min. Prev., Min. Des. Social
CRED1	Aproximação para Operações de Crédito Livre à Pessoa Física no RS, através das Estatísticas Bancárias Municipais.	Banco Central do Brasil
CRED2	Aproximação para Operações de Crédito Livre à Pessoa Física no RS, através das Operações de Crédito à PF no RS, divulgado pelo SGS do Banco Central.	Banco Central do Brasil
CRED3	Aproximação para Concessões de Crédito Livre à Pessoa Física no RS, através das Operações de Crédito à PF no RS, divulgado pelo SGS do Banco Central.	Banco Central do Brasil
CRED4	Aproximação para Concessões de Crédito Livre à Pessoa Física no RS, através das Estatísticas Bancárias Municipais.	Banco Central do Brasil
DP_VISTA	Saldo em Depósitos à Vista de Pessoas Físicas no RS.	Banco Central do
ICMS	Arrecadação de ICMS junto ao Comércio Varejista no RS.	Cotepe/Confaz
EE	Consumo de energia elétrica, em MhW, em estabelecimentos comerciais na Região Sul.	Empresa de Pesquisa Energética
ICC_FEC	Índice de Confiança do Consumidor.	Fecomércio-SP
ICC_FGV	Índice de Confiança do Consumidor, Sondagem do Consumidor	IBRE/FGV
ISP_FGV	Índice de Situação Presente do Consumidor, Sondagem do Consumidor	IBRE/FGV
IE_FGV	Índice de Expectativas do Consumidor, Sondagem do Consumidor	IBRE/FGV
PROD_EMB	Índice de Produção Física Industrial: Material de embalagem de papel, papelão e cartão - Brasil	IBGE
PROD_PAP_BR	Índice de Produção Física Industrial: Celulose, papel e produtos de papel - Brasil	IBGE
PROD_PAP_RS	Índice de Produção Física Industrial: Celulose, papel e produtos de papel - RS	IBGE
PROD_OND_BR	Expedição de caixas, acessórios e chapas de papelão ondulado - Brasil	ABPO
Sigla adotada	Descrição - indicadores de faturamento real do Varejo	Fonte
IVV_RS	Faturamento Real do Comércio Varejista no RS.	FEE/Fecomércio-RS
PMC_R_RS	Faturamento Real do Comércio Varejista Restrito no RS.	IBGE
PMC_A_RS	Faturamento Real do Comércio Varejista Ampliado no RS.	IBGE

Fonte: autor.

Cabem aqui algumas considerações para a pré-seleção dessas séries econômicas como candidatas:

- i) **saldo de Depósitos à Vista:** trata-se de uma medida alternativa de renda disponível em cada período, já que considera os valores contabilizados no balanço do Sistema Financeiro Nacional (SFN) como Depósitos à Vista;
- ii) **arrecadação de ICMS no Comércio Varejista:** a arrecadação do desse tributo corresponde à uma alíquota sobre o valor adicionado na etapa de comercialização a varejo, através da sistemática de débitos e créditos;
- iii) **consumo de energia elétrica em estabelecimentos comerciais:** a utilização de eletricidade pode guardar correlação positiva com o volume de vendas por ser um insumo utilizado para manter aberto o

ponto de venda. A segmentação existente para esses dados econômicos existe apenas a nível de grande região, motivo pelo qual utilizou-se os dados da Região Sul;

- iv) **produção industrial de embalagens, papel ondulado e similares:** embalagens são outros insumos utilizados no ato da venda por empresas de Varejo, já que muitas delas acondicionam os produtos vendidos em sacolas, ou outras formas de embalagens. Os índices para o Brasil também foram considerados pois a compra de insumos não ocorre necessariamente junto a empresas localizadas apenas dentro do estado onde a venda é realizada.

Realizada a etapa de pré-seleção foram executados três ajustes antes de iniciar os Testes de Correlação e Cointegração.

Primeiramente, as séries com valores nominais foram deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) da Região Metropolitana de Porto Alegre, para julho de 2003. Como o deflator e a base utilizadas para os valores de faturamento nominal medidos pelas pesquisas do IBGE e FEE/FECOMÉRCIO-RS são esses<sup>20</sup> a escolha natural foi utilizar o mesmo indicador. Posteriormente todos os indicadores foram recalculados ou transformados em índices de base fixa na sua média de 2007.

Por fim, todas as séries foram submetidas a um processo de ajuste sazonal através do método TRAMO/SEATS<sup>21</sup>, via Eviews. A opção pela dessazonalização das séries ao invés modelá-las em diferença sazonal se justifica pelo reduzido número de observações disponíveis (entre 94 e 114), de modo que a alternativa implicaria na perda de 12 observações.

Antes dos testes de cointegração, obviamente, foi necessário realizar Testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre todas as variáveis para inspecionar sua estacionariedade.

---

<sup>20</sup> Ver IBGE (2003). A escolha de um indicador diferente poderia interferir na comparação posterior entre o índice coincidente e os índices de faturamento real de vendas que existem hoje.

<sup>21</sup> Ver Maravall (2003). Inicialmente, realizou-se a dessazonalização pelo método X-12-ARIMA. Entretanto, as séries resultantes apresentaram pouca correlação entre si, muito embora ao investigar as séries originais em diferença sazonal essa correlação se mantivesse mais forte. Assim, para evitar a perda de informação optou-se por esse método alternativo de dessazonalização que, não obstante, é bastante aceito na construção de séries da OCDE (ver OCDE, 2008).

Tabela 6 – Testes ADF e Phillips-Perron para as variáveis em observação

	Teste ADF						Em 1ª diferença					
	Em nível			Em 1ª diferença			Em nível			Em 1ª diferença		
	Constante	Tendência		Sem		p-valor	Constante	Tendência		Sem		p-valor
	p-valor	e constante	p-valor	constante	p-valor		p-valor	e constante	p-valor	constante	p-valor	
MSA	0.872	0.995	-3.132	0.104	5.522	1.000	-17.530	0.000	-17.616	0.000	-14.866	0.000
CRED1	-0.951	0.768	-4.137	0.007	5.739	1.000	-10.803	0.000	-10.812	0.000	-2.117	0.034
CRED2	-1.061	0.729	-0.521	0.981	1.249	0.946	-4.476	0.000	-4.549	0.002	-1.107	0.242
CRED3	-0.551	0.876	-1.362	0.867	4.140	1.000	-7.819	0.000	-7.790	0.000	-3.751	0.000
CRED4	-1.010	0.748	-1.727	0.733	2.244	0.994	-11.558	0.000	-11.509	0.000	-11.005	0.000
DP_VISTA	-0.598	0.866	-3.803	0.020	1.176	0.938	-2.146	0.227	-2.168	0.502	-1.664	0.091
ICMS	-2.297	0.175	-2.312	0.424	0.378	0.792	-3.547	0.009	-3.642	0.031	-3.479	0.001
EE	1.847	1.000	-4.431	0.003	6.196	1.000	-8.900	0.000	-7.802	0.000	-10.783	0.000
ICC_FEC	-2.094	0.248	-2.895	0.168	0.153	0.729	-9.780	0.000	-9.761	0.000	-9.812	0.000
ICC_FGV	-2.200	0.208	-2.399	0.378	0.272	0.763	-9.031	0.000	-9.015	0.000	-9.068	0.000
ISP_FGV	-1.516	0.521	-1.587	0.791	0.270	0.762	-8.727	0.000	-8.795	0.000	-8.731	0.000
IE_FGV	-3.024	0.036	-2.976	0.145	0.136	0.723	-9.282	0.000	-9.239	0.000	-9.330	0.000
PROD_EMB	-1.892	0.335	-3.583	0.036	0.250	0.757	-11.769	0.000	-11.726	0.000	-11.815	0.000
PROD_PAP_BR	-1.541	0.509	-4.154	0.007	1.041	0.921	-17.942	0.000	-17.867	0.000	-17.884	0.000
PROD_PAP_RS	-1.813	0.373	-7.681	0.000	0.182	0.737	-9.754	0.000	-9.717	0.000	-9.791	0.000
PROD_OND_BR	-1.202	0.672	-2.030	0.579	0.495	0.821	-12.448	0.000	-12.410	0.000	-12.448	0.000

	Teste Phillips-Perron						Em diferença					
	Em nível			Em diferença			Em nível			Em diferença		
	Constante	Tendência		Sem		p-valor	Constante	Tendência		Sem		p-valor
	p-valor	e constante	p-valor	constante	p-valor		p-valor	e constante	p-valor	constante	p-valor	
CRED1	-0.958	0.766	-4.233	0.006	5.432	1.000	-13.740	0.000	-13.847	0.000	-11.199	0.000
CRED2	-0.712	0.839	-0.970	0.943	5.765	1.000	-9.222	0.000	-9.241	0.000	-3.400	0.001
CRED3	-0.550	0.876	-1.736	0.729	4.336	1.000	-8.007	0.000	-7.968	0.000	-7.137	0.000
CRED4	-1.015	0.746	-1.801	0.698	2.377	0.996	-11.517	0.000	-11.472	0.000	-11.125	0.000
DP_VISTA	-0.097	0.946	-2.220	0.474	2.450	0.997	-12.363	0.000	-12.383	0.000	-11.689	0.000

As células em destaque indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade.

Elaboração: autor.

O Eviews permite a aplicação do Teste ADF com três distintas especificações: com ou sem tendência determinística e intercepto, ou apenas com intercepto. Optou-se por não supor, *a priori*, que as séries possuiriam tendência determinística ou estocástica e aplicou-se o teste nas três especificações possíveis a cada variável. Os resultados apontaram que todas as séries são não-estacionárias, em nível, em pelo menos um tipo de especificação.

A inspeção visual de algumas séries, como as de Saldo e Concessões de Crédito (CRED1 a CRED4) e Depósitos à Vista sugere que elas podem conter quebras estruturais. No caso dessas séries a quebra pode ser explicada pela mudança na metodologia de coleta das estatísticas bancárias, conforme BCB (2012). Nesse caso, elas foram submetidas ao Teste Phillips-Perron<sup>22</sup>.

Os resultados mostraram que a variável DP\_VISTA, assim como as demais, também é estacionária em 1ª diferença quando se considera sua quebra estrutural. As variáveis de crédito igualmente mostraram-se estacionárias em 1ª diferença quando submetidas a esse segundo teste.

<sup>22</sup> Ver Perron (1997).



Após o tratamento preliminar das séries, realizou-se o cálculo de uma matriz de correlação da 1ª diferença dos logaritmos das séries centralizados em suas médias – formato no qual elas serão submetidas à estimação, conforme o capítulo 2.

O objetivo dessa etapa é verificar quais variáveis apresentam (i) correlação mais alta entre si (ii) e também com os indicadores de faturamento real do Comércio Varejista, para então submetê-las às demais etapas. Os resultados obtidos estão resumidos na Tabela 7. As correlações com grau de significância estatística mínimo de 10% estão destacadas em verde, enquanto as demais células brancas representam correlações estatisticamente nulas<sup>23</sup>.

Tabela 7 – Matriz de Correlação Cruzada entre as variáveis candidatas (em 1ª diferença do logaritmo, centralizadas na média)

	MSA	CRED 1	CRED 2	CRED 3	CRED 4	DP_VI STA	ICMS	EE	ICC_F EC	ICC_F GV	ISP_F GV	IE_FG V	PROD _EMB	PROD _PAP BR	PROD _PAP RS	FAT_P AP_B R	IVV_R S	PMC_ R_RS	PMC_ A_RS		
MSA	1.000																				
CRED1	-0.201	1.000																			
CRED2	0.090	0.114	1.000																		
CRED3	0.055	-0.030	0.009	1.000																	
CRED4	-0.034	0.384	-0.150	0.713	1.000																
DP_VISTA	-0.175	0.227	-0.184	-0.222	-0.051																
ICMS	-0.161	0.221	0.090	0.286	0.245	0.068															
EE	0.026	-0.074	0.071	-0.239	-0.294	-0.001	-0.150	1.000													
ICC_FEC	-0.077	0.069	0.191	0.250	0.223	0.045	0.127	-0.092	1.000												
ICC_FGV	0.039	0.033	0.062	0.338	0.251	0.109	0.068	-0.095	0.249	1.000											
ISP_FGV	0.133	0.117	0.109	0.191	0.277	0.000	0.054	-0.102	0.384	0.840	1.000										
IE_FGV	-0.049	-0.006	0.013	0.383	0.186	0.177	0.084	-0.060	0.114	0.921	0.576	1.000									
PROD_EMB	-0.075	0.244	-0.082	0.327	0.340	0.108	0.127	-0.010	0.171	-0.216	-0.161	-0.225	1.000								
PROD_PAP_BR	0.098	0.180	-0.030	0.406	0.405	-0.022	0.087	-0.197	0.171	0.096	0.139	0.038	0.630	1.000							
PROD_PAP_RS	-0.038	-0.165	0.015	-0.008	-0.054	0.177	-0.122	0.135	0.147	0.033	-0.014	0.058	0.199	0.124	1.000						
PROD_OND_BR	-0.021	0.145	-0.108	0.218	0.248	-0.128	-0.096	0.004	-0.031	-0.015	-0.032	0.395	0.131	0.003		1.000					
IVV_RS	0.304	0.057	-0.154	0.381	0.405	0.045	0.133	-0.088	0.102	-0.035	-0.074	0.004	0.445	0.420	-0.024	0.393	1.000				
PMC_R_RS	0.142	-0.259	-0.103	0.321	0.290	0.189	0.104	-0.137	-0.006	0.090	-0.050	0.191	0.219	0.254	0.326	0.130	0.358	1.000			
PMC_A_RS	0.037	0.177	-0.009	0.428	0.456	-0.043	0.162	-0.155	0.128	-0.004	0.020	-0.011	0.510	0.431	0.084	-0.046	0.516	0.347	1.000		

Elaboração: autor.

Considerando as variáveis ligadas ao consumo segundo a teoria, apenas Renda e Crédito mostraram correlação positiva com os índices de Vendas no Varejo. Das diversas variáveis de crédito construídas aquelas com maior correlação são as Concessões de Crédito, o que parece ser mais razoável, uma vez que representam novos empréstimos. As variáveis ligadas às expectativas não se mostraram significantes com os índices de vendas.

A variável ICMS também não apresentou correlação positiva com nenhum índice de vendas do varejo. A explicação para esse resultado pode estar na transferência de parte da arrecadação desse tributo para etapas intermediárias de

<sup>23</sup> Ver Apêndice A para os testes sobre a matriz.

produção de um bem pelo advento da Substituição Tributária<sup>24</sup>. Outra justificativa está no fato que uma mercadoria comprada no RS, mas com origem em outro estado (seja pela produção ou importação) terá parte do seu ICMS arrecadado no estado de origem. Os dados disponibilizados pelo Cotepe/Confaz consideram apenas o que é arrecadado pela autoridade fiscal responsável em cada estado.

Das demais variáveis pré-selecionadas todas aquelas relacionadas a produção e venda de embalagens apresentaram correlação positiva e significativa com ao menos um índice de Faturamento Real do Varejo. Assim essas variáveis foram mantidas para as etapas seguintes.

Sendo assim, optou-se por aplicar os Testes de Cointegração apenas nas variáveis com correlação positiva estatisticamente significativa. A exceção são os indicadores de expectativas e sentimento do consumidor, que também foram mantidos para a etapa seguinte, em função (i) do embasamento econômico teórico e (ii) apresentarem correlação positiva e significativa com as séries de crédito.

Os Testes de Cointegração foram aplicados para grupos com número crescente de variáveis, até o limite de quatro, sempre mantendo no grupo as três variáveis que afetam o consumo de acordo com a teoria econômica. O limite de quatro variáveis observáveis foi determinado pois havia multiplicidade de variáveis para produção de embalagens e sentimento do consumidor<sup>25</sup>.

A Tabela 8 apresenta um resumo dos resultados dos Testes de Cointegração. Os resultados completos podem ser verificados no Apêndice A.

Os resultados do teste apontam que os conjuntos de variáveis A (que contêm as Concessões de Crédito pela variável CRED3) não apresentaram relações de cointegração entre as variáveis. Desta forma, optou-se por não realizar combinações da variável CRED3 com as demais variáveis de produção de embalagens

No caso do conjunto B1, onde o índice de confiança do consumidor é aquele da Fecomércio-SP (ICC\_FEC), também não se pôde rejeitar a hipótese nula de ausência de relações de cointegração entre as variáveis. Assim, essa variável também foi excluída do processo de estimação. O mesmo ocorreu com os conjuntos F, com a presença da produção de papel ondulado (PROD\_OND\_BR).

---

<sup>24</sup> Ver Além e Giambiagi (2011).

<sup>25</sup> Além disso, testes preliminares para a estimação no STATA com mais de quatro observáveis mostraram que mesmo após 24h de estimação ininterrupta, nos casos em que se utilizavam mais defasagens e, portanto, havia mais parâmetros a serem estimados, o processo de otimização numérica não havia terminado, com ou sem convergência.

Assim, dando prosseguimento ao processo de pré-seleção, optou-se por realizar estimações apenas com os conjuntos de variáveis que apresentaram ao menos uma relação de cointegração entre si.

Tabela 8 – Testes de Cointegração para conjuntos de variáveis

Código do Modelo	Variáveis	Número mínimo de relações de Cointegração	
		Teste do Traço	Máximo Autovalor
A1	MSA, CRED3, ICC_FEC	0	0
A2	MSA, CRED3, ICC_FGV	0	0
A3	MSA, CRED3, ISP_FGV	0	0
A4	MSA, CRED3, IE_FGV	0	0
B1	MSA, CRED4, ICC_FEC	0	0
B2	MSA, CRED4, ICC_FGV	1	1
B3	MSA, CRED4, ISP_FGV	1	1
B4	MSA, CRED4, IE_FGV	1	1
C1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_EMB	1	1
C2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_EMB	2	2
C3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_EMB	1	1
D1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_BR	1	1
D2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_BR	1	1
D3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_BR	1	1
E1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_RS	2	2
E2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_RS	1	1
E3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_RS	2	2
F1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_OND_BR	0	0
F2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_OND_BR	0	0
F3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_OND_BR	0	0

Elaboração: autor.

### 3.2 Análise das estimações

O processo de estimação dos modelos seguiu algumas etapas recursivas para encontrar o melhor ajuste, dentro de cada grupo de variáveis que restou após a seleção realizada na seção 3.1:

- i) primeiramente, para o mesmo conjunto de variáveis, foram estimadas 5 especificações<sup>26</sup> diferentes: com componentes idiossincráticos em AR (2), e fator em AR (1), AR(2) e AR(4), com todos os componentes em AR (1) e todos os componentes em AR (4);
- ii) o segundo passo foi submeter os modelos a Testes LR para identificar a melhor especificação entre aquelas estimadas;

<sup>26</sup> O software utilizado permite especificações AR com defasagens 1-4 no fator e nos componentes idiossincráticos. Nas tentativas realizadas com 3 defasagens não houve convergência no processo de otimização numérica. Como a seleção dos modelos precisava ser feita manualmente no software, para fins de praticidade, optou-se por não mais tentar essa especificação.

- iii) o passo seguinte foi comparar o indicador gerado pelo modelo selecionado no Teste LR com as séries do Índice de Volume de Vendas do Comércio Varejista - tanto do IBGE quanto da FEE/Fecomércio-RS (enquanto existiu) -, através do Erro Absoluto Percentual Médio (*MAPE*, na sigla em inglês) entre o índice coincidente e os indicadores de vendas;
- iv) por fim, foi adotado um quarto e último passo, onde todos os modelos foram comparados pela Soma dos Erros Quadráticos (*SSE*, na sigla em inglês), o que determinou a seleção final do melhor modelo.

A Tabela 9 apresenta os resultados comparativos entre os modelo através do *MAPE*, as correlações em relação às séries de Volume de Vendas, e a *SSE*.

Foram estimados um total de 39 modelos<sup>27</sup>, tendo sido tentadas as 5 especificações acima descritas para cada um dos 12 conjuntos de variáveis obtidos dos Testes de Cointegração da etapa anterior.

Tabela 9 – Comparações das melhores especificações dos modelos

		MAPE							
Código	Variáveis	Em Nível				Em 1ª Diferença Centralizada			
		IVV_RS	PMC_R_RS	PMC_A_RS	Média	IVV_RS	PMC_R_RS	PMC_A_RS	Média
B3	MSA, CRED4, ISP_FGV	4.4001%	4.8509%	8.2235%	5.8248%	173.1786%	811.2537%	117.7440%	367.3921%
E3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_RS	3.3288%	13.9277%	17.8450%	11.7005%	116.8754%	215.2929%	124.5001%	152.2228%
E1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_RS	3.3507%	13.4713%	17.4263%	11.4161%	102.5238%	232.1084%	94.2616%	142.9646%
B4	MSA, CRED4, IE_FGV	3.0661%	12.5498%	16.5382%	10.7180%	107.7961%	290.7285%	101.5649%	166.6965%
B2	MSA, CRED4, ICC_FGV	3.0457%	12.5050%	16.5009%	10.6839%	106.1092%	219.2691%	95.1522%	140.1769%
C2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_EMB	2.4553%	8.6816%	12.8940%	8.0103%	125.5252%	322.0975%	98.2052%	181.9427%
E2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_RS	25.4819%	54.9793%	57.0147%	45.8253%	419.9571%	2138.8994%	379.9160%	979.5908%
D1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_BR	77.1056%	154.9343%	152.2211%	128.0870%	738.7654%	3401.3084%	505.0874%	1548.3871%
D3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_BR	4.1758%	16.2139%	19.9858%	13.4585%	128.4625%	214.1810%	118.2421%	153.6285%
C3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_EMB	3.2972%	13.9612%	17.8864%	11.7149%	99.6244%	162.7310%	100.4321%	120.9291%
D2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_BR	2.3543%	9.6369%	13.7986%	8.5966%	147.7232%	370.5048%	101.6360%	206.6213%
G3	MSA, ISP_FGV, DP_VISTA (-1), CRED4	19.7729%	27.9156%	22.7671%	23.4852%	380.0320%	1232.2906%	220.5944%	610.9723%
G2	MSA, CRED4, ISP_FGV(-1)	3.3483%	14.1313%	18.0458%	11.8418%	99.2833%	134.5102%	96.7161%	110.1699%
G1	PROD_EMB, CRED4, MSA, DP_VISTA(-1), ICC_FEC	2.0530%	8.2075%	12.3653%	7.5419%	114.9827%	318.9529%	106.7311%	180.2222%
C1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_EMB	Não houve convergência no processo de estimação.							

		CORRELAÇÃO						SOMA DOS RESÍDUOS QUADRÁTICOS
Código	Variáveis	Em Nível			Em 1ª Diferença Centralizada			
		IVV_RS	PMC_R_RS	PMC_A_RS	IVV_RS	PMC_R_RS	PMC_A_RS	
B3	MSA, CRED4, ISP_FGV	0.5941	0.9376	0.9222	0.1666	0.2123	0.2608	163.7721
E3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_RS	0.0673	0.8546	0.8433	0.3263	0.3339	0.3317	165.4762
E1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_RS	0.1520	0.8391	0.8304	0.1243	0.2047	0.2077	166.8701
B4	MSA, CRED4, IE_FGV	0.5162	0.9300	0.9148	0.3535	0.3466	0.3499	167.5991
B2	MSA, CRED4, ICC_FGV	0.5307	0.9290	0.9121	0.1873	0.2171	0.2699	167.6278
C2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_EMB	0.7131	0.9467	0.9331	0.1866	0.2242	0.2866	168.1825
E2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_RS	-0.7636	-0.9770	-0.9780	-0.2415	-0.1085	0.0522	168.2700
D1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_BR	-0.7049	-0.9871	-0.9819	0.2623	0.1686	0.0568	168.5081
D3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_BR	-0.6626	-0.9475	-0.9485	-0.4981	-0.3232	-0.4989	170.3441
C3	MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_EMB	0.3250	0.7875	0.8121	0.4552	0.2784	0.4956	170.4875
D2	MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_BR	0.7500	0.9353	0.9388	0.0971	0.1620	0.2031	171.1400
G3	MSA, ISP_FGV, DP_VISTA (-1), CRED4	0.9097	0.9697	0.9737	0.1938	0.1365	0.1694	173.1978
G2	MSA, CRED4, ISP_FGV(-1)	-0.0966	0.2256	0.2312	0.0121	0.1141	0.1377	180.8757
G1	PROD_EMB, CRED4, MSA, DP_VISTA(-1), ICC_FEC	0.8497	0.9131	0.9333	0.2447	0.1123	0.1998	979.0134
C1	MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_EMB	-	-	-	-	-	-	-

Elaboração: autor.

<sup>27</sup> Estão contabilizados apenas as estimações com resultados convergentes.

Além disso, foram estimadas outras 15 especificações adicionais, com conjuntos de variáveis selecionados pelo pesquisador com base em correlações numericamente altas com os índices de Vendas do Varejo – ainda que tenham demonstrado ser estatisticamente não-significativas (modelos G).

Na comparação entre os modelos, o melhor resultado obtido foi o modelo B3, que compreende apenas as variáveis que a Teoria Econômica pressupõe que afetam as vendas de bens finais: Renda (MSA), Concessões de Crédito à Pessoas Físicas (CRED4) e o Sentimento sobre a Situação Presente do consumidor (ISP\_FGV). Dentre todos os modelos estimados, esse foi o que apresentou a menor SSE e menor MAPE, na média para todos os indicadores de vendas.

Importante destacar que a mudança no ordenamento das variáveis, em alguns casos, afetou os resultados dos modelos, tal como pode acontecer em um Vetor Autorregressivo (VAR), conforme Hamilton (1994) e Bueno (2008). Como o objetivo era obter um indicador coincidente para as Vendas do Varejo optou-se em cada caso por escolher o modelo que apresentava melhores resultados em termos de Erro Absoluto Percentual Médio.

Os parâmetros estimados do modelo A podem ser vistos na Tabela 10. Já a Tabela 11 apresenta os pesos das observáveis na construção do fator ( ) normalizados para somar 1, uma forma mais intuitiva de entender a contribuição de cada variável para o indicador.

Primeiramente, pode-se analisar o comportamento dinâmico de cada componente não-observável. A análise dos coeficientes das defasagens mostra que nem todos apresentaram significância a 5% de confiança, especialmente as defasagens do fator. Nesse caso específico, mesmo suas defasagens não apresentaram significância a 10%. Além disso, a estimativa da variância do fator obtida também não se mostrou significativa a 10% de confiança.

Nas defasagens dos componentes idiossincráticos houve significância em pelo menos uma defasagem para cada uma das variáveis observáveis.

Isso sugere, *a priori*, a possibilidade do modelo ser formulado com menos defasagens no fator e nos componentes idiossincráticos das observáveis. Contudo, conforme supracitado (ver início desta seção, 3.2), o procedimento de escolha das especificações do modelo já envolveu a estimação com menor número de defasagens. Entretanto, tais modelos com especificações alternativos apresentaram resultados piores pelo Teste LR.

Tabela 10 – Resultados da estimações do modelo B3

Componente não-observável		Defasagem	Parâmetro	Coefficiente	Erro Padrão	Z-stat	P> Z	Intervalo de Confiança (95%)	
								Inferior	Superior
		1		0.5519	0.5268	1.0500	0.2950	-0.4806	1.5844
Fator Comum (Índice Coincidente)		2		-0.2591	0.6870	-0.3800	0.7060	-1.6055	1.0873
		3		-0.1269	0.6472	-0.2000	0.8450	-1.3954	1.1415
		4		0.6005	0.4196	1.4300	0.1520	-0.2219	1.4230
		1		-0.7034	0.1053	-6.6800	0.0000	-0.9098	-0.4971
Idiossincráticos MSA		2		-0.4339	0.1395	-3.1100	0.0020	-0.7073	-0.1605
		3		-0.3130	0.1519	-2.0600	0.0390	-0.6107	-0.0152
		4		-0.2032	0.1351	-1.5000	0.1320	-0.4679	0.0615
		1		-0.3883	0.1599	-2.4300	0.0150	-0.7017	-0.0750
Idiossincráticos CRED4		2		-0.0121	0.1922	-0.0600	0.9500	-0.3889	0.3646
		3		-0.1374	0.1850	-0.7400	0.4580	-0.5000	0.2253
		4		-0.1288	0.1457	-0.8800	0.3770	-0.4144	0.1567
		1		-0.0204	0.1125	-0.1800	0.8560	-0.2408	0.2000
Idiossincráticos ISP_FGV		2		-0.3087	0.1114	-2.7700	0.0060	-0.5269	-0.0904
		3		0.1186	0.1099	1.0800	0.2800	-0.0968	0.3340
		4		0.0148	0.1128	0.1300	0.8950	-0.2062	0.2359
		1		-0.0204	0.1125	-0.1800	0.8560	-0.2408	0.2000
Pesos no Fator Comum (IC), não normalizados	MSA			0.0761	1.0793	0.0700	0.9440	-2.0392	2.1914
	CRED4			0.4826	6.8356	0.0700	0.9440	-12.9150	13.8802
	ISP_FGV			0.5166	7.3147	0.0700	0.9440	-13.8200	14.8532
<b>Variâncias</b>									
Fator Comum	-			1.7472	49.4876	0.0400	0.4860	0.0000	98.7411
MSA	-			1.6077	0.2396	6.7100	0.0000	1.1380	2.0773
CRED4	-			1.5939	0.3686	4.3200	0.0000	0.8714	2.3163
ISP_FGV	-			10.2981	1.6605	6.2000	0.0000	7.0435	13.5527

Fonte: saída do STATA 12; autor.

Nota do software: testes para variância para estimativa nula são unilaterais, e os intervalos de confiança bilaterais são truncados em zero.

Passando à análise dos pesos das variáveis observáveis no fator, todos eles se mostraram significativos a 10%, de modo que podemos considerar que há um movimento comum entre essas variáveis, ainda que aceitando um maior risco de erro.

Analisando a Tabela 11 identifica-se claramente o forte papel das Concessões de Crédito e do Sentimento do Consumidor (representando 92,9% dos movimentos cíclicos comuns).

**Tabela 11 – Pesos das observáveis no Fator Comum (Índice Coincidente)**

Código	Variável	Pesos no Fator Comum	
			Normalizado
MSA	Massa de Salários Ampliada	0.076088	7.08%
CRED4	Concessões de Crédito	0.482583	44.88%
ISP_FGV	Sentimento do Consumidor sobre Situação Presente	0.516604	48.04%
<b>B3</b>	<b>TOTAL (Soma)</b>	<b>1.075275</b>	<b>100.00%</b>

Elaboração: autor.

As razões econômicas para o alto peso dos empréstimos no comportamento cíclico comum às séries podem estar em três aspectos.

O primeiro é que, como supracitado, o crédito é uma ampliação da renda do consumidor em determinado momento: permite consumir a renda futura hoje ainda que a um valor presente menor em função das taxas de juros. Por essa ótica, ao somar a participação de Concessões de Crédito e Massa de Salários Ampliada verifica-se que ambos respondem por 52% dos movimentos da atividade no Varejo.

O segundo ponto trata-se de uma hipótese de comportamento. O longo período em que o Brasil conviveu com a hiperinflação pode ter provocado uma mudança no comportamento de consumo: a preocupação das famílias passa a ser ter acesso aos bens, considerando apenas que as parcelas de compras (em carnês, boletos e crediários fora do SFN, dada a incipiência do crédito no Brasil antes dos anos 2000) respeitassem as restrições orçamentárias em cada período de tempo. Em termos microeconômicos, a preocupação é que a soma das parcelas a serem pagas coubessem na restrição orçamentária em cada período de tempo. A ausência de dados sobre essas modalidades de empréstimos fora do SFN, infelizmente, nos impede hoje de levar a teste tal hipótese.

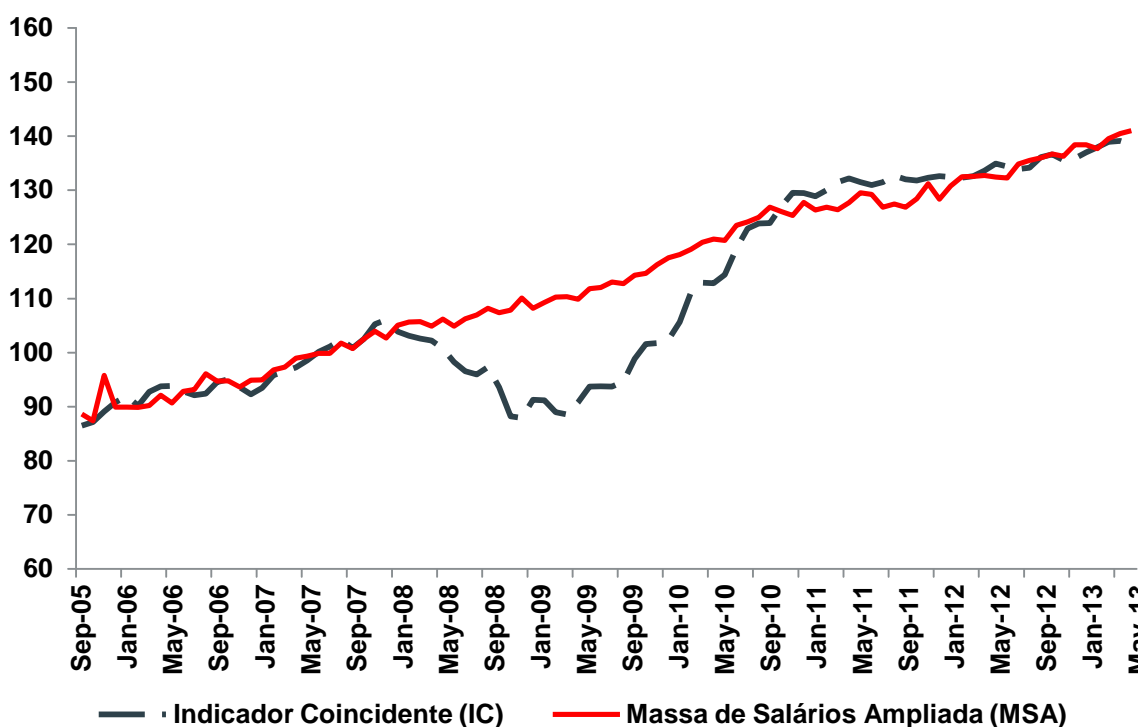
Além disso, desde 2004 – período que abrange nossa amostra – o crédito ao consumo ampliou-se fortemente em função dos estímulos à demanda interna com o aquecimento da economia brasileira. Como a maior parte do crédito no SFN é concedido por muitas instituições de porte nacional a ampliação nas políticas de empréstimo determinadas nacionalmente também afetaram o consumo de bens no RS. Essa, conforme a seção 1.2 apresenta, é uma das características que tornou o

Comércio um dos segmentos dinâmicos da economia regional, ao permitir que seu desempenho estivesse menos sujeito ao ciclo econômico local.

O terceiro e último ponto pode estar nas possibilidades de financiamento das compras de bens, em comparação às compras de serviços. Os primeiros, em geral, podem ser adquiridos através de parcelamentos de longo prazo. Segundo os dados do Banco Central o prazo médio das Concessões de Crédito às Pessoas Físicas no Brasil não é inferior a 40 meses. Desta forma, o consumidor tem um incentivo a utilizar sua renda presente para a aquisição de serviços e o crédito disponível para a aquisição de bens - a depender das taxas de juros.

Os Gráficos 4-6 comparam os movimentos do IC com os movimentos das séries MSA e CRED4 para todo o período disponível.

Gráfico 4 – Indicador Coincidente vs Renda (MSA)



Fontes: IBGE, Min. Prev., Min. Des. Social; autor.  
Elaboração: autor.

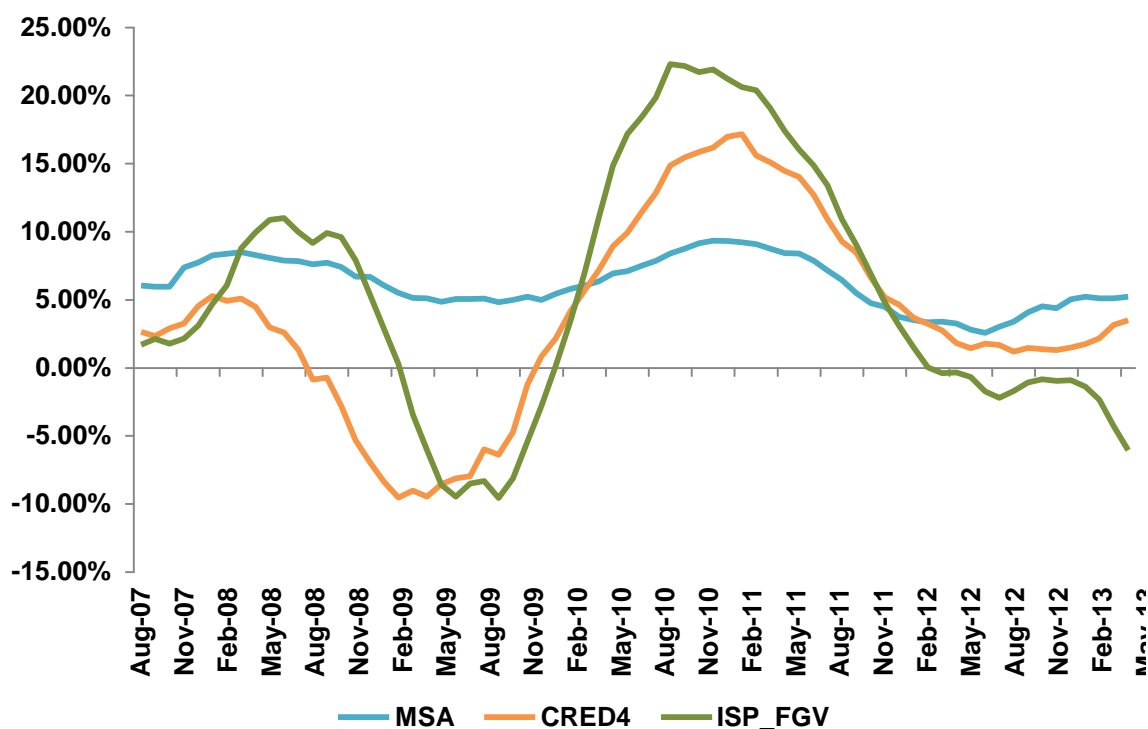
Essa hipótese explicaria também a baixa participação individual do comportamento cíclico da massa de salários no comportamento do IC. Nesse caso, a renda funcionaria como o balizador para a concessão de crédito ao consumidor, de modo que sua tendência de longo prazo acompanha o IC, mas seu comportamento cíclico tem peso menor.



Há também um ponto importante sobre a baixa participação da MSA no IC, muito mais ligado ao seu comportamento estatístico e sua composição, que à ligação entre renda e consumo. Como supracitado, o IC é obtido pelo comportamento cíclico comum entre as variáveis observáveis. Dessa forma, uma variável que não apresente variações cíclicas muito abruptas mensalmente, como é o caso de Crédito e Sentimento do Consumidor, tende a ter menor participação no indicador.

É importante lembrar que a MSA é composta pela renda do trabalho, mas também por fluxos de renda com baixo grau de variabilidade mensal, como aposentadorias, pensões e outras transferências governamentais. Dessa forma, seu comportamento cíclico acaba sendo menos volátil que os das demais variáveis, contribuindo para seu peso cíclico menor. O Gráfico 5 compara a variação acumulada em 12 meses nas variáveis observáveis.

Gráfico 5 – Massa de Salários Ampliada, Concessões de Crédito e Índice de Situação Presente (var. % acumulada em 12 meses)

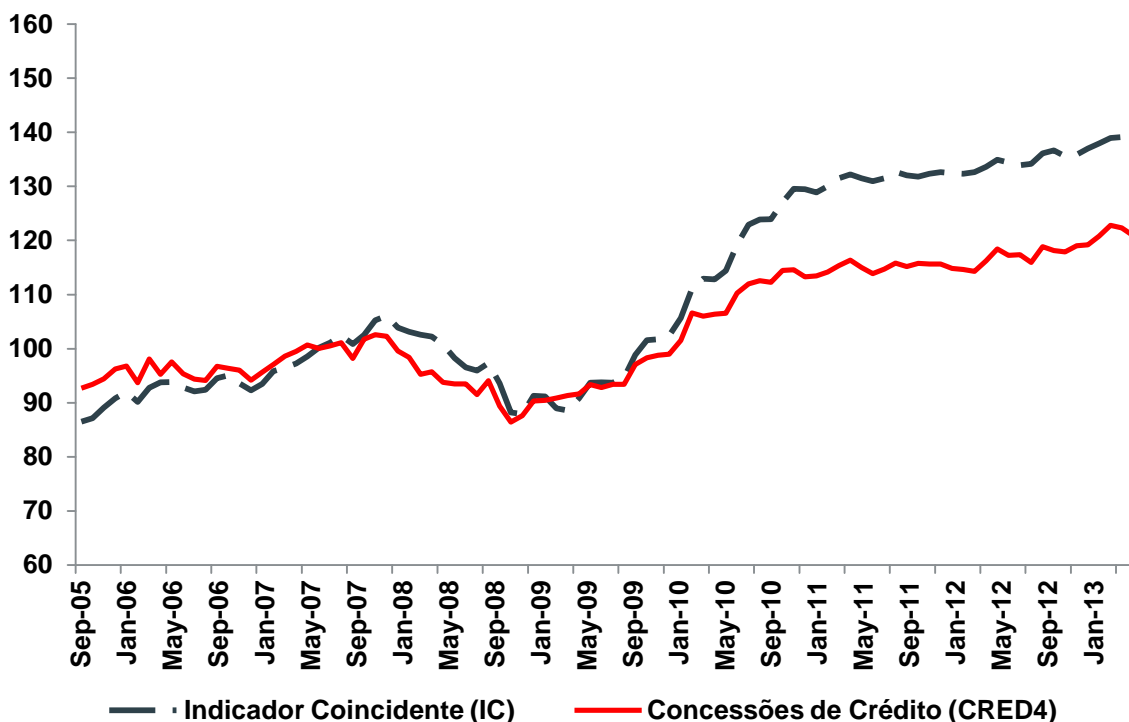


Fontes: IBGE, Min. Prev., Min. Des. Social; Banco Central do Brasil; IBRE/FGV; autor.  
Elaboração: autor.

É importante também considerar que as parcelas de empréstimos anteriores precisam ser quitadas em determinado período, não sendo possível assumir novas dívidas para pagar as antigas infinitamente. Desta forma, a própria característica das

famílias de manterem-se constantemente endividadas implica em utilizar parte da renda para quitar as prestações anteriores mensalmente.

Gráfico 6 – Indicador Coincidente vs Concessões de Crédito (CRED4)



Fontes: Banco Central do Brasil; autor.  
Elaboração: autor.

Outro ponto de destaque é o “descolamento” das tendências da variável CRED4 com relação à do IC. O Gráfico 6 mostra, visualmente, que embora os movimentos cíclicos entre os indicadores se mantenham ao longo de boa parte da amostra, o crescimento de longo prazo de CRED4 deixa de acompanhar o crescimento do IC, especialmente no período pós-crise 2009.

Uma possibilidade para esse descolamento é a moderação na taxa de crescimento do crédito no período pós-crise, acentuada após o período de tentativa forçada de redução de juros no mercado bancário por parte do governo. No período pós 2009 a taxa de crescimento acumulada em 12 meses do Crédito reduziu-se de 15-20% ao ano, para menos de 5% ao ano, já descontada a inflação pelo IPCA.

Já participação do Índice de Situação Presente do consumidor está ligada à sua confiança na situação econômica de sua família. Conforme IBRE-FGV (2012) as perguntas que compõe esse indicador versam sobre a segurança quanto a seu emprego atual, satisfação com a renda auferida hoje, situação financeira familiar

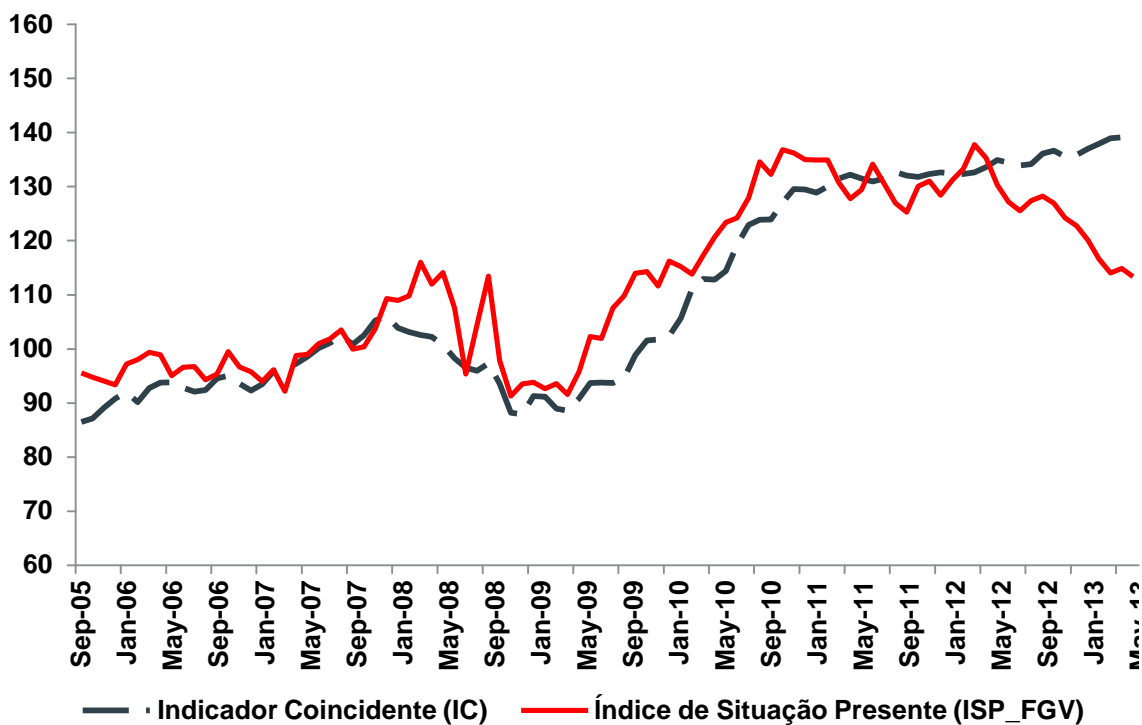
atual e o quão dispostos estão para assumir financiamentos de longo prazo com bens duráveis.

Desta forma, esse indicador capta uma espécie de grau de aversão ao risco do consumidor quanto a sua disposição em endividar-se a longo prazo para consumir.

Consumidores mais receosos tendem a adquirir apenas os bens essenciais para a sua sobrevivência e com ordenação superior em suas preferências. Conseqüentemente, esses indivíduos deixam a compra de outros bens com ordenação de preferências inferior para momentos futuros. O Gráfico 7 compara o indicador de confiança na situação presente com o IC estimado.

Outro ponto importante é que a confiança dos consumidores influencia a impulsividade desses indivíduos quanto às suas decisões de consumo. Portanto, indivíduos menos seguros quanto à sua situação financeira tendem a evitar a compra não planejada de bens que, em cenários econômicos menos incertos, podem ocorrer pela oportunidade de negócios “de ocasião” (como promoções ou descontos inesperados).

Gráfico 7 – Indicador Coincidente vs Índice de Situação Presente (ISP\_FGV)

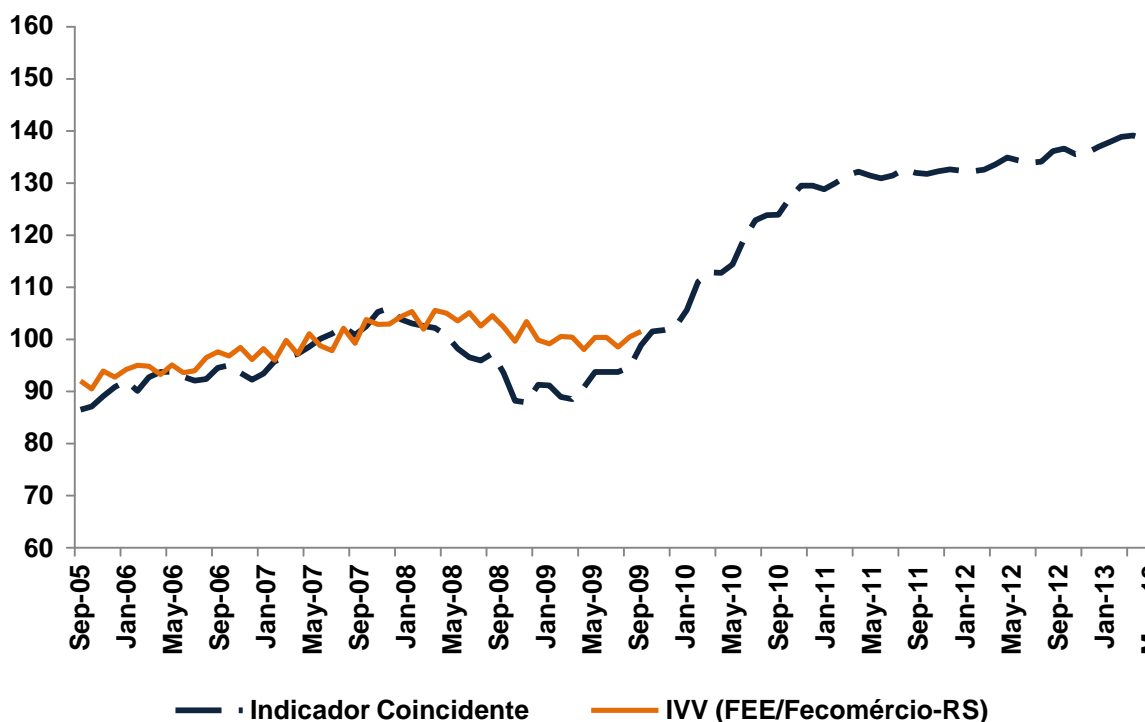


Fontes: FGV; autor.  
Elaboração: autor.

Os Gráficos 8-10 comparam o indicador coincidente estimado (linha pontilhada escura) com os indicadores de Vendas do Varejo: IVV (até a interrupção da série) e do IBGE (Varejos Restrito e Ampliado) (linhas cheias). Todos os indicadores tiveram sua base recalculada para média 2007 a fim de permitir a comparação com o Índice Coincidente, bem como também foram dessazonalizados pelo TRAMO/SEATS.

Destaca-se que o IC, como esperado, apresenta alta correlação em nível com os índices de vendas (Tabela 9). Esse resultado está ligado à tendência comum entre as variáveis que o compõem. Essa correlação cai quando apresentada em 1ª diferença centralizada na média, muito embora ainda permaneça positiva e estatisticamente diferente de zero (ver Apêndice A).

Gráfico 8 – Indicador Coincidente vs IVV (FEE/Fecomércio-RS)

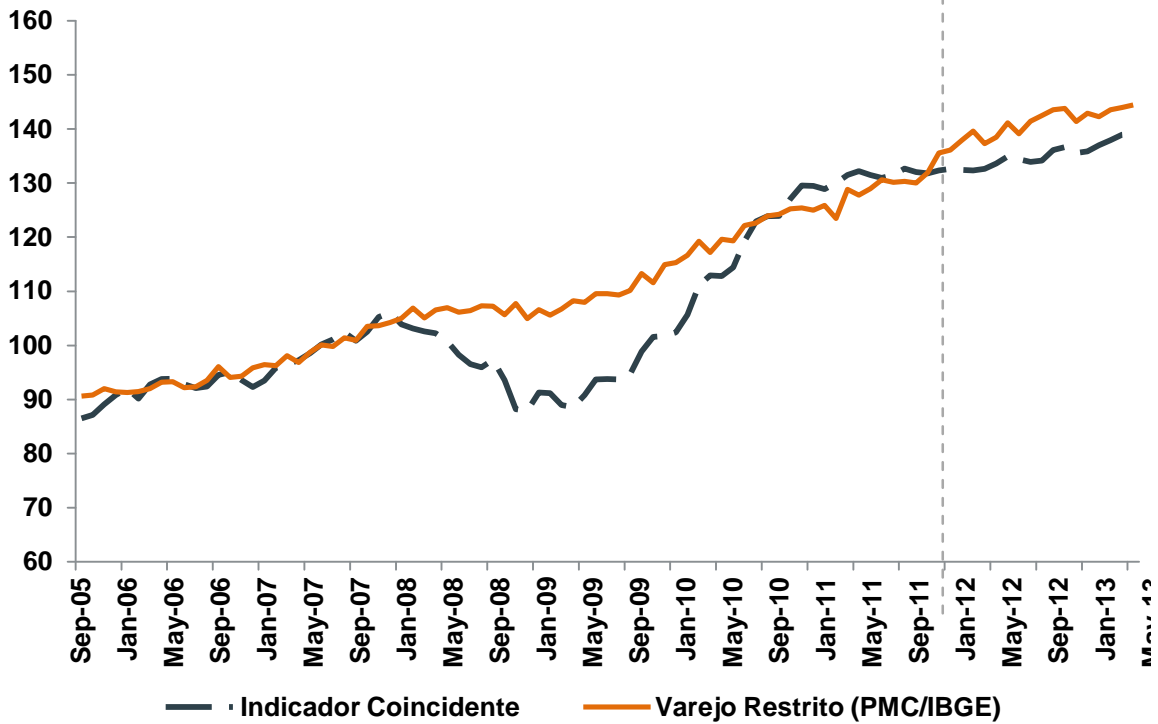


Fontes: FEE/Fecomércio-RS; autor.  
Elaboração: autor.

Um ponto a destacar é que as variáveis que compõem o IC se relacionam não apenas com o consumo de bens, mas também com o consumo de serviços. Desta forma, é natural que a correlação não seja perfeita.

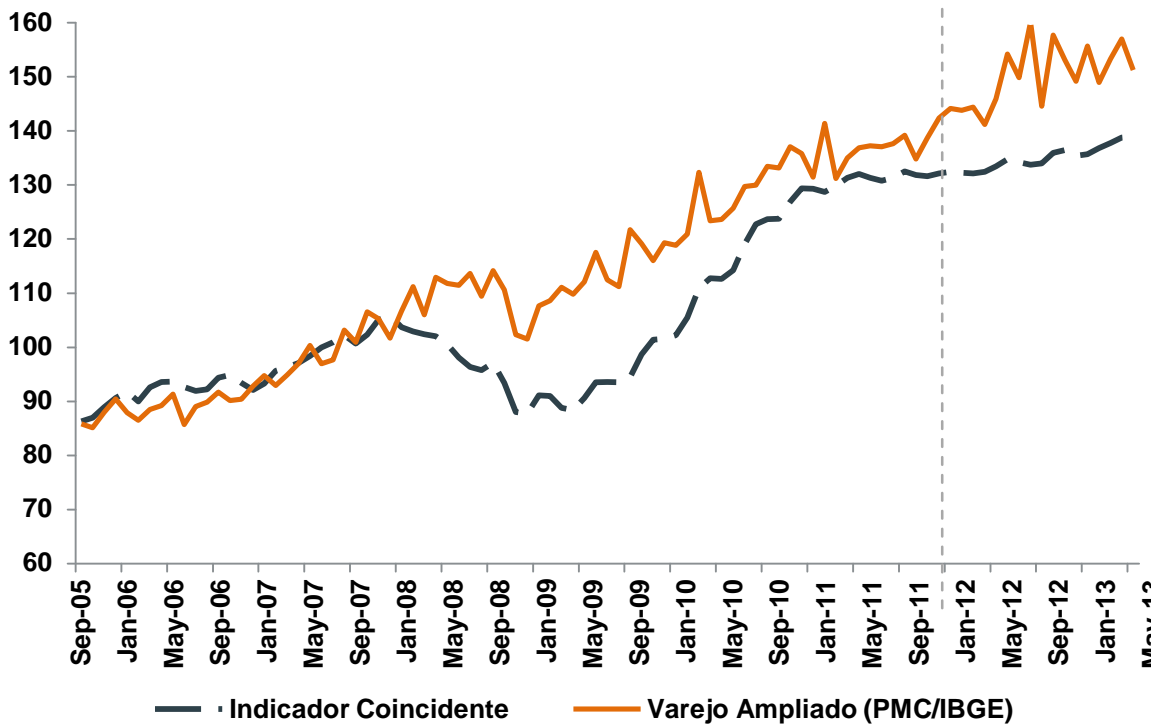
Analisando o comportamento histórico do IC é possível perceber que ele apresenta menor *MAPE* com os índices de vendas até 2008, quando então a medida passa a aumentar (ver Tabela 12). Após 2009, a medida volta a cair para valores mais próximos da média de todo o período amostral.

Gráfico 9 – Indicador Coincidente vs Volume de Vendas no Varejo Restrito (PMC/IBGE)



Fontes: IBGE; autor.  
Elaboração: autor.

Gráfico 10 – Indicador Coincidente vs Volume de Vendas Varejo Ampliado (PMC/IBGE)



Fontes: IBGE; autor.  
Elaboração: autor.

Uma das possíveis explicações pode estar nos efeitos da crise de 2009 sobre o Indicador de Situação Presente e o Crédito, em comparação às Vendas no Varejo.

Indicadores de sentimento do consumidor tendem a apresentar maior volatilidade em eventos extremos. Eventos extremos, por sua natureza, tornam os agentes econômicos mais avessos a riscos uma vez que o grau de incerteza na economia aumenta. Desta forma, como o ISP\_FGV representa mais de 48% dos movimentos do IC, este acaba sendo bastante afetado pela piora brusca do sentimento do consumidor.

Tabela 12 – Erro Absoluto Percentual Médio junto aos indicadores de Volume de Vendas – por períodos selecionados da amostra

	IVV (FEE/Fecomércio-RS)*	Varejo Restrito (PMC/IBGE)	Varejo Ampliado (PMC/IBGE)
Até 12/2007	2.541248985	1.300208709	2.259558426
01/2008-10/2009	6.751027258	12.13371372	16.43670119
11/2009-12/2011	-	4.380049749	9.810649827
01/2012-06/2013	-	5.892414048	15.74971308
<b>Total da amostra</b>	<b>4.393551425</b>	<b>5.566939278</b>	<b>10.24943397</b>

\*Interrompido após 10/2009.

Elaboração: autor.

O outro ponto é que o IC funciona como uma média ponderada dos comportamentos cíclicos de um conjunto de variáveis, e não o resultado da observação de apenas uma variável. O IC encontrado é composto por duas variáveis bastante dependentes da confiança dos consumidores: o crédito também é afetado pela disposição do indivíduo em assumir novos compromissos.

Desta forma, o efeito em cenários de incerteza elevada acaba reforçado, uma vez que haverá redução na confiança do consumidor quanto à situação presente, como também ele estará menos disposto a se endividar.

Além disso, há também o efeito sobre a oferta de crédito: os bancos tendem a reduzir as concessões em momentos de crise, especialmente para consumidores com pior histórico de pagamento.

Assim, o IC obtido para o Varejo estima que os impactos da crise de 2009 foram mais acentuados que os verificados pelos índices de faturamento, especialmente para os indicadores do IBGE. Nota-se aqui um *MAPE* menor para o índice da FEE/Fecomércio-RS nesse período. Uma possível explicação está na diferença de obtenção desse indicador.

Conforme IBGE (2003), a PMC observa empresas de Varejo com no mínimo 20 pessoas ocupadas. Para se ter uma idéia pouca abrangência geográfica da pesquisa, a Tabela 13 mostra a distribuição dos estabelecimentos de Varejo Ampliado com no mínimo 15 e 18 empregos formais pela RAIS, já que se trata de uma variável diferente de pessoas ocupadas. Aproximadamente 50% dessas empresas se localizam na mesorregião Metropolitana de Porto Alegre, havendo outros 15% na mesorregião Noroeste. Além disso, a pesquisa do IBGE, ao contrário da FEE/Fecomércio-RS não é censitária, e sim amostral sobre empresas que representam cerca de 70% do faturamento do Comércio Varejista (ver IBGE, 2003).

Desta forma, é fácil perceber que a pesquisa da FEE/Fecomércio-RS abrangia também os efeitos nas empresas do interior e de menor porte – uma vez que era obtida pela arrecadação de ICMS no Comércio Varejista.

**Tabela 13 – Estabelecimentos de Varejo Ampliado com mínimo 15 e 18 empregos formais no Rio Grande do Sul**

Mesorregião do Rio Grande do Sul	Estabelecimentos com mín. 15 emp. formais				Estabelecimentos com mín. 18 emp. formais			
	2009		2012		2009		2012	
	Qtd.	Part. %	Qtd.	Part. %	Qtd.	Part. %	Qtd.	Part. %
Metropolitana de Porto Alegre	2,491	49.46%	3,074	49.00%	1,861	50.05%	2,265	49.16%
Noroeste Rio-Grandense	772	15.33%	991	15.80%	554	14.90%	714	15.50%
Nordeste Rio-Grandense	488	9.69%	583	9.29%	350	9.41%	434	9.42%
Sudeste Rio-Grandense	393	7.80%	509	8.11%	290	7.80%	374	8.12%
Sudoeste Rio-Grandense	311	6.18%	418	6.66%	235	6.32%	308	6.69%
Centro Oriental Rio-Grandense	332	6.59%	376	5.99%	238	6.40%	269	5.84%
Centro Ocidental Rio-Grandense	249	4.94%	323	5.15%	190	5.11%	243	5.27%
<b>TOTAL</b>	<b>5,036</b>	<b>100.00%</b>	<b>6,274</b>	<b>100.00%</b>	<b>3,718</b>	<b>100.00%</b>	<b>4,607</b>	<b>100.00%</b>

OBS: Classificação de empresas de Varejo Ampliado por CNAE, conforme IBGE (2003)

Fonte: RAIS/MTE.

Elaboração: autor.

Outra forma de observar esses efeitos é comparar a variação acumulada em 12 meses para os indicadores de vendas e o IC. Verifica-se claramente essa maior volatilidade no período em questão, conforme mostra a Tabela 14. Os resultados mostram que o IC já indicava queda em 12 meses do segmento em 2008, ao mesmo tempo em que apontou uma recuperação muito mais forte a partir de 2010. O Gráfico 10 apresenta a variação acumulada em 12 meses do IC e demais indicadores.

A inspeção visual do Gráfico 11 indica que o ciclo do IC parece anteceder em alguns poucos períodos os ciclos dos indicadores de vendas. De fato, ao analisarmos a correlação cruzada<sup>28</sup> entre as taxas de crescimento acumuladas

<sup>28</sup> Ver Apêndice A.

verifica-se que a correlação é mais forte entre o IC contemporâneo com os indicadores de vendas um período à frente. Importante destacar que o IC não é um indicador antecedente por causa desse comportamento, uma vez que conforme OCDE (2008), indicadores são considerados coincidentes quanto há defasagem de até 3 períodos entre eles.

Tabela 14 – Taxas de Crescimentos dos indicadores com ajuste sazonal (var. % acumulada em 12 meses)

	IVV (FEE/Feco mércio- RS)*	Varejo Restrito (IBGE)	Varejo Ampliado (IBGE)	Índice Coincidente
2007	4.7%	7.2%	11.0%	7.6%
2008	3.6%	6.3%	10.0%	-2.5%
2009	-	2.9%	4.2%	-3.5%
2010	-	10.5%	12.9%	24.5%
2011	-	6.7%	6.4%	12.0%
2012	-	8.7%	8.8%	2.2%

OBS: a série do IC inicia em 09/2005.

Fonte: FEE/Fecomércio-RS; IBGE; autor.

Elaboração: autor.

A inspeção visual do Gráfico 11 indica que o ciclo do IC parece anteceder em alguns poucos períodos os ciclos dos indicadores de vendas. De fato, ao analisarmos a correlação cruzada<sup>29</sup> entre as taxas de crescimento acumuladas verifica-se que a correlação é mais forte entre o IC contemporâneo com os indicadores de vendas um período à frente. Importante destacar que o IC não é um indicador antecedente por causa desse comportamento, uma vez que conforme OCDE (2008), indicadores são considerados coincidentes quanto há defasagem de até 3 períodos entre eles.

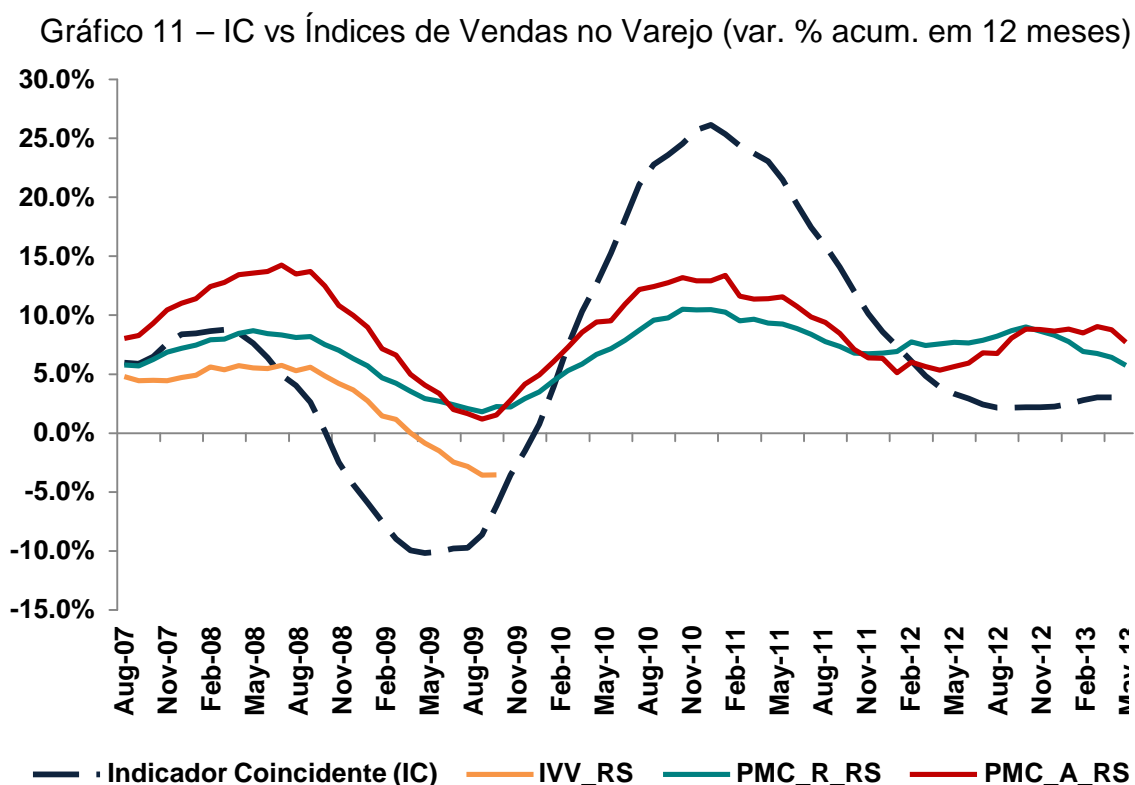
A explicação para esse comportamento pode estar também nos indicadores de sentimento do consumidor, por dois motivos. O primeiro é que o ISP\_FGV é coletado na primeira quinzena de cada mês, enquanto os demais indicadores são coletados em períodos espaçados no mês. O segundo é que variáveis de confiança são, em geral, mais voláteis que variáveis econômicas ligadas a algum ativo (renda e crédito, por exemplo).

Outro ponto relevante é o aumento do *MAPE* no período a partir de 2012 em comparação com as séries do IBGE. Esse resultado também pode ser verificado na

<sup>29</sup> Ver Apêndice A.



Tabela 14, onde o IC apresenta um crescimento bastante inferior ao dos índices do IBGE em 2012.



Fontes: autor; FEE/Fecomércio-RS; IBGE.  
Elaboração: autor.

Uma possível explicação para esse comportamento está na mudança da metodologia do indicador, conforme IBGE (2012b). A partir de 2012 as variações mensais no indicador do IBGE tornaram-se muito elevadas em relação a 2011, o que pode sugerir uma mudança no nível da série. A Tabela 15 apresenta uma estimação simples da tendência temporal para as duas séries de Varejo, incluindo uma *dummy* de nível a partir de 01/2012. O resultado não nos permite rejeitar essa hipótese, uma vez que a *dummy* é estatisticamente significativa a até 1% de confiança.

Os resultados encontrados apontam um indicador final satisfatório, em termos de *MAPE* com as séries de Vendas do Varejo, especificamente a série da FEE/Fecomércio-RS – que, conforme supracitado, tratava-se de uma pesquisa censitária.

Em termos de fundamentos econômicos, o IC é composto por variáveis que afetam o consumo de bens de acordo com a Teoria Microeconômica. Um destaque está para o alto peso das variáveis de Crédito e Sentimento sobre a Situação

Presente, o que sugere que o fluxo de renda futuro e a confiança para assumir endividamentos mais longos são determinantes para o segmento.

Tabela 15 – Estimação da Tendência nos Índices de Volume de Vendas (Varejos Restrito IBGE)

Dependent Variable: PMC\_R\_RS\_TRAMO

Method: Least Squares

Date: 02/05/14 Time: 18:07

Sample: 2004M01 2013M06

Included observations: 114

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	85.020846	0.8200421	103.67863	0.00000
@TREND	0.4360478	0.0148995	29.265965	0.00000
DUMMY_LEVEL_2012	10.666395	1.3446266	7.9326074	0.00000
R-squared	0.947851	Mean dependent var	111.34171	
Adjusted R-squared	0.9469114	S.D. dependent var	17.615119	
S.E. of regression	4.0586942	Akaike info criterion	5.665563	
Sum squared resid	1828.5029	Schwarz criterion	5.7375682	
Log likelihood	-319.9371	Hannan-Quinn criter.	5.6947859	
F-statistic	1008.758	Durbin-Watson stat	0.1854711	
Prob(F-statistic)	6.41E-72			

Fonte: saída do Eviews 7; autor.

Importante destacar as diferenças na mensuração da atividade do setor entre eles, especialmente no período 2009-2012. Conforme supracitado, essa diferença pode estar ligada aos efeitos de eventos de crise sobre a confiança do consumidor – o que também afeta as séries de Concessões de Crédito -, bem como a mudança metodológica ocorrida na série do IBGE.

Finalmente, considerando um horizonte mais longo para a ampliação dessa pesquisa, postula-se que a existência de dados segmentados diretamente para as Concessões de Crédito no RS, bem como a existência de mais observações em índices de confiança específicos para o estado, podem melhorar o indicador.

## 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A emergência do Comércio Varejista como um segmento dinâmico dentro da economia do RS foi a motivação para a elaboração desta pesquisa.

Novos segmentos dinâmicos dentro de uma economia suscitam a criação de indicadores capazes de mensurar seu desempenho sob pena de, ao não fazê-lo, impedir o acompanhamento do crescimento econômico desse mercado – e a elaboração de ações para corrigir desvios de desempenhos por parte dos agentes econômicos privados.

A ausência de indicadores que mensurem de forma mais ampla o desempenho do segmento em questão abriu espaço para a elaboração de um indicador de atividade econômica, considerando não apenas o volume de vendas, mas também outras variáveis ligadas ao consumo de bens pelas famílias.

A investigação partiu de indicadores existentes sobre diversas variáveis econômicas que, *a priori*, poderiam apresentar movimentos cíclicos comuns ao desempenho do Comércio: renda, crédito e expectativas dos consumidores. À essas variáveis embasadas pela Teoria Microeconômica, agregou-se à investigação variáveis mais relacionadas a insumos e tributação: ICMS, embalagens (cartonadas ou não) e consumo de energia elétrica.

Conforme acima exposto, a existência de dados regionais foi um obstáculo encontrado durante as primeiras etapas de pesquisa. Para contorná-lo, foi necessário construir séries de renda das famílias e crédito (seção 2.2).

Os resultados obtidos do indicador coincidente (IC) podem ser considerados satisfatórios por acompanharem o ciclo identificado no faturamento real do Varejo, pelos indicadores oficiais. Conforme supracitado, não seria razoável esperar que o IC apresentasse correlação perfeita com os indicadores de faturamento uma vez que as variáveis disponíveis para renda, crédito e sentimento do consumidor também afetam o consumo de serviços.

O IC apresentou comportamento mais similar ao indicador da FEE/Fecomércio-RS em nível, enquanto esse existiu. A análise aponta que tal comportamento pode ser reflexo da metodologia de pesquisa adotada pelo IBGE, que observa apenas empresas mais concentradas na região metropolitana de Porto Alegre. Desta forma, os efeitos extremos da crise de 2009 em mesorregiões onde a renda é mais dependente de atividades primárias – e, portanto, suscetível ao

impacto da redução da demanda externa por seus produtos – acabam sendo subestimados pela pesquisa do IBGE.

Como o IC construído é bastante dependente das variáveis crédito e sentimento do consumidor, os efeitos em cenários de incerteza elevada acabam reforçado, uma vez que haverá redução na confiança do consumidor quanto à situação presente, como também ele estará menos disposto a se endividar.

Não só isso, existem também as restrições de oferta de crédito por parte dos bancos nesse período. Essa suscetibilidade do IC em momentos de incerteza reflete-se também na maior amplitude do comportamento cíclico do IC em comparação aos indicadores de vendas.

Considerando um horizonte mais longo para a ampliação dessa pesquisa, postula-se que o indicador possa ser melhorado com o surgimento de dados mais segmentados a nível de economia regional.

Entre essas possibilidades teríamos, por exemplo: a segmentação das Concessões de Crédito Livre às PF no RS, a divulgação de dados sobre benefícios previdenciários do setor público em bases mensais, uma amostra com maior número de observações para os indicadores de confiança do consumidor para Porto Alegre, e indicadores sobre estoques e compras de fatores pelas empresas (índices de Gerentes de Compras, por exemplo).

Outro ponto importante a ser considerado para futuros trabalhos é que a obtenção de um indicador coincidente serve como um primeiro passo para pesquisas sobre indicadores antecedente para a atividade do Comércio Varejista do estado, também de acordo com a metodologia de Stock e Watson (1989).

Isso é possível pois o IC servirá como série referencial para ter seu comportamento dinâmico projetado pelo indicador antecedente. Outra possibilidade no mesmo sentido é adotar a metodologia da OCDE (2008) para a construção de indicadores antecedentes compostos.

## REFERÊNCIAS

ALÉM, A. C.; GIAMBIAGI, F. **Finanças Públicas: teoria e prática no Brasil**. São Paulo: Campus/Elsevier, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Relatório de Inflação**, v. 11, n.3 (setembro 2009). Brasília: BCB, 2009.

\_\_\_\_\_. **Nota para a Imprensa de Política Monetária e Operações de Crédito: nova estrutura de dados de crédito (nota metodológica)**. Brasília: BCB, 2012. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/notaempr.pdf>>. Acessos em maio, 2013.

\_\_\_\_\_. **Sistema Gerador de Séries Temporais (SGS)**. Disponível em <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acessos em maio, 2014a.

\_\_\_\_\_. **Estatística Bancária por município**. Disponível em <<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp>>. Acessos em maio, 2014b.

BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BURNS, A.; MITCHELL, W. **Measuring Business Cycles**. New York (EUA): NBER, 1946. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/burn46-1>>. Acessos em Novembro, 2013.

CASTRO, L. Privatização, abertura e desindexação: a primeira metade dos anos 90. In: GIAMBIAGI, F. et al. (Orgs.). **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

CHAUVET, M. An econometric characterization of Business Cycle dynamics with Factor Structure and Regime Switching. **International Economic Review**, v. 39, n. 4. p. 969-996. Philadelphia (EUA): Wiley, 1998.

CHAUVET, M. Leading indicators of Inflation for Brazil. **Working Paper Series**, n. 7. Brasília: BCB, 2000.

COMMANDEUR, J.; KOOPMAN, S. **An introduction to State Space Time Series Analysis**. New York (EUA): Oxford Univeristy Press, 2007.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO COMÉRCIO DE BENS, SERVIÇOS E TURISMO (CNC). **Pesquisa de Intenção de Consumo das Famílias**: maio de 2013. Brasília: CNC, 2013.

DIEBOLD, F. RUDEBUSCH, G. Measuring Business Cycles: a modern perspective. **The Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1. Cambridge (EUA): The MIT Press, 1996.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Hoboken (EUA): Wiley, 2010.

FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DE BENS E SERVIÇOS DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (FECOMÉRCIO-RS). **Pesquisa de Intenção de Consumo das Famílias de Porto Alegre**: maio de 2013. Porto Alegre: FECOMÉRCIO-RS, 2013.

FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DE BENS E SERVIÇOS DO ESTADO DE SÃO PAULO (FECOMÉRCIO-SP). **Índice de Confiança do Consumidor de São Paulo**. Disponível em <<http://www.pesquisasfecomercio.com.br/>>. Acessos em maio, 2013.

FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO RIO GRANDE DO SUL (FIERGS). **Metodologia dos Indicadores Industriais do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: FIERGS, 2013. Disponível em: <[http://www.fiergs.org.br/canais\\_fiergs.asp?idArea=48&idSubMenu=65&idSubSubMenu=271&idSubSubSubMenu=277](http://www.fiergs.org.br/canais_fiergs.asp?idArea=48&idSubMenu=65&idSubSubMenu=271&idSubSubSubMenu=277)>. Acessos em novembro, 2013.

**FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA (FEE)**. Site oficial e base de dados. Disponível em <<http://www.fee.tche.br>>. Acessos em dezembro, 2013.

\_\_\_\_\_. **A economia gaúcha e os anos 80**: uma trajetória regional no contexto da crise brasileira. Porto Alegre: FEE, 1990.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA (FEE); FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DE BENS E SERVIÇOS DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (FECOMÉRCIO-RS). **Índice de Vendas do Comércio**: outubro de 2009. Porto Alegre: FEE, 2009. Disponível em <[http://www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pg\\_ivc.php](http://www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pg_ivc.php)>. Acessos em dezembro, 2013.

FORNI, M.; HALLIN, M.; LIPPI, M.; REICHLIN, L. Coincident and Leading Indicators for the Euro Area. The Generalized Factor Model: identification and estimation', **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 4, pp. 540-554. Cambridge (USA): MIT Press, 2000.

\_\_\_\_\_. Coincident and Leading Indicators for the Euro Area. **The Economic Journal**, v. 111, n. 471, Conference Papers (May, 2001), p. C62-C85. Reino Unido: Wiley, 2001.

GALLARDO, M.; PEDERSEN, M. Un sistema de indicadores Líderes Compuestos para la región de América Latina. **Série de Estudios Estadísticos y Prospectivos**, n. 51. CEPAL: Santiago (CHI), 2007.

HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, v. 57, p. 357-384. The Econometric Society: 1989.

\_\_\_\_\_. **Time Series Analysis**. Princeton University Press: Princeton (EUA), 1994.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA DA FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (IBRE-FGV). **Metodologia da Sondagem do Consumidor**. Rio de Janeiro: IBRE-FGV, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFICA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acessos em janeiro, 2014.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Mensal de Comércio (PMC)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/comercio/pmc/default.shtm>>. Acessos em maio, 2013.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (PIMES)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimes/default.shtm>>. Acessos em janeiro, 2014.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Mensal de Emprego (PME)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. Disponível em <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho\\_e\\_Rendimento/Pesquisa\\_Mensal\\_de\\_Emprego/Metodologia\\_da\\_Pesquisa/srmpme\\_2ed.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Mensal_de_Emprego/Metodologia_da_Pesquisa/srmpme_2ed.pdf)>. Acessos em maio, 2013.

\_\_\_\_\_. **Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/default.shtm>>. Acessos em dezembro, 2013.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012a. Disponível em <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho\\_e\\_Rendimento/Pesquisa\\_Nacional\\_por\\_Amostra\\_de\\_Domicilios\\_anual/2012/Volume\\_Brasil/pnad\\_brasil\\_2012.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual/2012/Volume_Brasil/pnad_brasil_2012.pdf)>. Acessos em maio, 2013.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Mensal de Comércio (PMC): Nota Técnica**. Rio de Janeiro: IBGE, 2012b. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/comercio/pmc/default.shtm>>. Acessos em maio, 2013.

ISSLER, J. V.; VAHID, F. The Missing Link: using Common Cycles to construct an Index of Coincident and leading economic activity. **4th Workshop on New Approaches to the Study of Economic Fluctuations**. Hydra (GRE): CEPR, 2002. Disponível em <<http://dev3.cepr.org/meets/wkcn/1/1507/papers/>>. Acessos em novembro, 2013.

KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda. A teoria geral do emprego, do juro e da moeda; e, Inflação e deflação**. São Paulo: Abril Cultural, 1983.

KIM, C. Dynamic linear models with Markov-switching. **Journal of Econometrics**, n. 60, p. 1-22. EUA: North Holland, 1994.

KIM, C.; NELSON, C. **State space models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling approaches with applications**. The MIT Press: Londres, 2000.

LUCAS, R. E. Jr. Econometric policy evaluation: A critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.1. EUA: 1976.

MARAVALL, A. **Notes on programs TRAMO and SEATS**. Madrid (ESP): Banco de España, 2003.

McCANDLESS, G. **The ABCs of RBCs**. EUA: Harvard University Press, 2008.

MORAIS, I. A. C. Indicadores Antecedentes para o Rio Grande do Sul. **XIV Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC SUL 2011**. Florianópolis: UFSC, 2011. Disponível em <<http://www.anpecsul2011.ufsc.br/?go=artigos>>. Acessos em novembro, 2013.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Um Novo Índice Coincidente para a Atividade Industrial do Estado do Rio Grande do Sul. **Estudos Econômicos**, v. 37, n. 1, p. 35-70. São Paulo: USP, 2007.

NELSON, C.; PLOSSER, C. Trends and Random Walks in Macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, n.10, pp 130-162. EUA: North Holland, 1982.

NUNES, A. N.; MORAIS, I. A. C. A crise e as exportações do Rio Grande do Sul. In: MORAIS, I. A. C.; HINGEL, R. R. (Orgs.). **A crise econômica internacional e os impactos no Rio Grande do Sul**. Viamão: Entremeios, 2009. p. 155-188.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). **Handbook on Constructing Composite Leading Indicators: methodology and User Guide**. OCDE: 2008. Disponível em <<http://www.oecd.org/std/42495745.pdf>>. Acessos em novembro, 2013.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, p. 355-385. EUA: Elsevier, 1997.

PORSSE, A. A.; PALERMO, P. U.; STAMPE, M. Z.; PEIXOTO, F. C. Cenários de impacto da crise na economia gaúcha: projeções baseadas no canal das exportações. In: MORAIS, I. A. C. de; HINGEL, R. R. (Orgs.). **A crise econômica internacional e os impactos no Rio Grande do Sul**. Viamão: Entremeios, 2009. p. 95-124.

PORSSE, A. A.; PEIXOTO, F. C.; PALERMO, P. U. Matriz de Insumo-Produto Inter-Regional Rio Grande do Sul-Restante do Brasil 2003: Metodologia e Resultados. **Textos para discussão FEE**, v. 1, p. n.38, 2008. Porto Alegre: FEE, 2008.



SARGENT, T. **Macroeconomic Theory**. New York (EUA): Academic Press, 1987.

SARGENT, T.; SIMS, C. Business Cycle modeling without pretending to have too much a priori Economic Theory. **Federal Reserve Bank Minneapolis Working Papers**, n. 55. Minneapolis (USA): FED, 1977.

SPACOV, A. **Índices antecedentes e coincidentes da Atividade Econômica brasileira: uma aplicação da Análise de Correlação Canônica**. Dissertação (Mestrado). Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001.

STOCK, J.; WATSON, M. A Probability Model of the coincident economic indicators. **NBER Working Paper Series**, n. 2772. Cambridge (EUA): NBER, 1988. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w2772>>. Acessos em novembro 2013.

\_\_\_\_\_. New Indexes of coincident and leading economic indicators. In: **NBER Macroeconomics Annual 1989**. Cambridge (EUA): NBER, 1989. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/r1380>>. Acessos em novembro 2013.

\_\_\_\_\_. A probability model of the coincident economic indicators. p. 63-89. In: Lahiri, K.; Moore, G. H. (eds.), **Leading economic indicator: new approaches and forecasting records**. Cambridge (R.U.): Cambridge University Press, 1991.

\_\_\_\_\_. A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience, p. 255-284. In: STOCK, J.; WATSON, M. (eds.), **Business cycles, indicators and forecasting**. Chicago (EUA): University of Chicago Press for NBER, 1993.

TORRES, G. P.; PALERMO P. U.; PORTUGAL, M. S. O desempenho da indústria no Rio Grande do Sul (RS), entre 1996 e 2007: uma análise comparada através do método Shift-Share. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 41, n.1, p. 45-74. Porto Alegre: FEE, 2012.

ZARNOWITZ, V. Recent work on Business Cycles in historical perspective: review of theories and evidence. **NBER Working Paper Series**, n. 1503. Cambridge (USA): NBER, 1984. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w1503>>. Acessos em novembro, 2013.

\_\_\_\_\_. What is a Business Cycle?. **NBER Working Paper Series**, n. 3863. Cambridge (USA): NBER, 1993. Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w3863>>. Acessos em novembro, 2013.

## APÊNDICE A

**Tabela A.1 – Correlação entre Modelo B3 e indicadores de Vendas do Varejo**

	Modelo B3	
	Em Nível	Em 1ª Diferença Centralizada
IVV_RS	0.594095	0.166629
t-Stat	5.063318	1.158549
p-Valor	0.000007	0.252493
PMC_R_RS	0.937598	0.205213
t-Stat	25.580323	2.000181
p-Valor	0.000000	0.048462
PMC_A_RS	0.922170	0.257649
t-Stat	22.618370	2.543696
p-Valor	0.000000	0.012655

OBS: A hipótese nula é que a correlação calculada é igual a zero.  
Elaboração: autor.

**Tabela A.2 – Testes de Cointegração entre o IC (Modelo B3) e os indicadores de Vendas do Varejo**

Tipo de Teste	Modelo B3 e IVV_RS	H0: Posto = r	Autovalor	Valor calculado	Valor crítico a 5%	p-Valor
Sem intercepto e tendência em CE e VAR	Traço	r = 0	0.22	12.94	12.32	0.04
		r <= 1	0.02	0.90	4.13	0.40
	Máximo Autovalor	r = 0	0.22	12.04	11.22	0.04
		r <= 1	0.02	0.90	4.13	0.40
Tipo de Teste	Modelo B3 e PMC_R_RS					p-Valor
Intercepto (sem tendência) em CE, e intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.25	29.96	20.26	0.00
		r <= 1	0.03	3.17	9.16	0.55
	Máximo Autovalor	r = 0	0.25	26.79	15.89	0.00
		r <= 1	0.03	3.17	9.16	0.55
Tipo de Teste	Modelo B3 e PMC_A_RS					p-Valor
Intercepto e tendência em CE, sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.24	27.83	25.87	0.03
		r <= 1	0.03	2.54	12.52	0.93
	Máximo Autovalor	r = 0	0.24	25.29	19.39	0.01
		r <= 1	0.03	2.54	12.52	0.93

OBS: A hipótese nula é que a correlação calculada é igual a zero.  
Elaboração: autor.

**Tabela A.3 – Testes de Cointegração entre os grupos de observáveis (completos)**

Código	Variáveis	H0: Posto = r	Autovalor	Valor calculado	Valor crítico a 5%	p-Valor
A1	Traço	r = 0	0.12	22.60	29.80	0.27
		r <= 1	0.07	8.78	15.49	0.39
	Intercepto sem tendência em CE, tendência no VAR	r <= 2	0.00	0.01	3.84	0.92
		r = 0	0.12	13.82	21.13	0.38
	Máximo Autovalor	r <= 1	0.07	8.77	14.26	0.31
		r <= 2	0.00	0.01	3.84	0.92

A2		MSA, CRED3, ICC_FGV					
Intercepto sem tendência em CE, tendência no VAR	Traço	r = 0	0.19	25.00	29.80	0.16	
		r <= 1	0.05	5.16	15.49	0.79	
		r <= 2	0.00	0.00	3.84	0.99	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.19	19.84	21.13	0.08	
		r <= 1	0.05	5.16	14.26	0.72	
		r <= 2	0.00	0.00	3.84	0.99	
A3		MSA, CRED3, ISP_FGV					
Intercepto sem tendência em CE, tendência no VAR	Traço	r = 0	0.20	23.75	29.80	0.21	
		r <= 1	0.04	3.52	15.49	0.94	
		r <= 2	0.00	0.01	3.84	0.91	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.20	20.24	21.13	0.07	
		r <= 1	0.04	3.50	14.26	0.91	
		r <= 2	0.00	0.01	3.84	0.91	
A4		MSA, CRED3, IE_FGV					
Intercepto sem tendência em CE, tendência no VAR	Traço	r = 0	0.15	21.65	29.80	0.32	
		r <= 1	0.07	6.92	15.49	0.59	
		r <= 2	0.00	0.01	3.84	0.93	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.15	14.74	21.13	0.31	
		r <= 1	0.07	6.91	14.26	0.50	
		r <= 2	0.00	0.01	3.84	0.93	
B1		MSA, CRED4, ICC_FEC	H0: Posto = r	Autovalor	Valor calculado	Valor crítico a 5%	p-Valor
Intercepto sem tendência em CE e VAR	Traço	r = 0	0.09	15.82	29.80	0.72	
		r <= 1	0.05	5.61	15.49	0.74	
		r <= 2	0.00	0.02	3.84	0.90	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.09	10.21	21.13	0.72	
		r <= 1	0.05	5.59	14.26	0.67	
		r <= 2	0.00	0.02	3.84	0.90	
B2		MSA, CRED4, ICC_FGV					
Intercepto sem tendência em CE e VAR	Traço	r = 0	0.32	48.49	42.92	0.01	
		r <= 1	0.10	12.49	25.87	0.78	
		r <= 2	0.03	2.49	12.52	0.93	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.32	36.00	25.82	0.00	
		r <= 1	0.10	9.99	19.39	0.62	
		r <= 2	0.03	2.49	12.52	0.93	
B3		MSA, CRED4, ISP_FGV					
Intercepto e tendência em CE, sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.36	47.88	42.92	0.01	
		r <= 1	0.05	7.01	25.87	0.99	
		r <= 2	0.03	2.55	12.52	0.93	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.36	40.87	25.82	0.00	
		r <= 1	0.05	4.46	19.39	0.99	
		r <= 2	0.03	2.55	12.52	0.93	
B4		MSA, CRED4, IE_FGV					
Intercepto e tendência em CE, sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.31	49.48	42.92	0.01	
		r <= 1	0.13	14.99	25.87	0.58	
		r <= 2	0.03	2.47	12.52	0.93	
	Máximo Autovalor	r = 0	0.31	34.49	25.82	0.00	
		r <= 1	0.13	12.51	19.39	0.37	
		r <= 2	0.03	2.47	12.52	0.93	
C1		MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_EMB					
Intercepto, sem tendência em CE e VAR	Traço	r = 0	0.39	57.09	47.86	0.01	
		r <= 1	0.08	11.10	29.80	0.96	
		r <= 2	0.04	3.76	15.49	0.92	
	Máximo Autovalor	r <= 3	0.00	0.00	3.84	0.95	
		r = 0	0.39	45.99	27.58	0.00	
		r <= 1	0.08	7.33	21.13	0.94	
		r <= 2	0.04	3.76	14.26	0.88	
		r <= 3	0.00	0.00	3.84	0.95	

C2		MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_EMB				
Intercepto, sem tendência em CE e VAR	Traço	r = 0	0.46	101.58	63.88	0.00
		r <= 1	0.34	45.00	42.92	0.03
		r <= 2	0.04	6.21	25.87	1.00
		r <= 3	0.03	2.81	12.52	0.90
	Autovalor	r = 0	0.46	56.59	32.12	0.00
		r <= 1	0.34	38.79	25.82	0.00
		r <= 2	0.04	3.40	19.39	1.00
		r <= 3	0.03	2.81	12.52	0.90
C3		MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_EMB				
Intercepto apenas em CE, sem tendência e sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.30	61.91	54.08	0.01
		r <= 1	0.14	28.52	35.19	0.22
		r <= 2	0.11	14.76	20.26	0.24
		r <= 3	0.04	3.61	9.16	0.47
	Autovalor	r = 0	0.30	33.38	28.59	0.01
		r <= 1	0.14	13.76	22.30	0.48
		r <= 2	0.11	11.15	15.89	0.24
		r <= 3	0.04	3.61	9.16	0.47
D1		MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_BR				
Intercepto apenas em CE, sem tendência e sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.44	67.36	47.86	0.00
		r <= 1	0.10	13.19	29.80	0.88
		r <= 2	0.04	3.86	15.49	0.91
		r <= 3	0.00	0.01	3.84	0.94
	Autovalor	r = 0	0.44	54.17	27.58	0.00
		r <= 1	0.10	9.33	21.13	0.80
		r <= 2	0.04	3.85	14.26	0.87
		r <= 3	0.00	0.01	3.84	0.94
D2		MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_BR				
Intercepto apenas em CE, sem tendência e sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.41	57.31	47.86	0.01
		r <= 1	0.05	7.95	29.80	1.00
		r <= 2	0.04	3.60	15.49	0.93
		r <= 3	0.00	0.05	3.84	0.82
	Máximo Autovalor	r = 0	0.41	49.36	27.58	0.00
		r <= 1	0.05	4.35	21.13	1.00
		r <= 2	0.04	3.54	14.26	0.90
		r <= 3	0.00	0.05	3.84	0.82
D3		MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_BR				
Intercepto sem tendência em CE e VAR	Traço	r = 0	0.39	62.80	47.86	0.00
		r <= 1	0.13	17.22	29.80	0.62
		r <= 2	0.04	3.93	15.49	0.91
		r <= 3	0.00	0.00	3.84	1.00
	Autovalor	r = 0	0.39	45.59	27.58	0.00
		r <= 1	0.13	13.28	21.13	0.43
		r <= 2	0.04	3.93	14.26	0.87
		r <= 3	0.00	0.00	3.84	1.00
E1		MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_PAP_RS				
Intercepto e tendência em CE, sem intercepto no VAR	Traço	r = 0	0.43	98.02	63.88	0.00
		r <= 1	0.29	44.96	42.92	0.03
		r <= 2	0.10	12.46	25.87	0.78
		r <= 3	0.03	2.53	12.52	0.93
	Autovalor	r = 0	0.43	53.06	32.12	0.00
		r <= 1	0.29	32.50	25.82	0.01
		r <= 2	0.10	9.93	19.39	0.63
		r <= 3	0.03	2.53	12.52	0.93

E2		MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_PAP_RS				
	Traço	r = 0	0.45	63.23	47.86	0.00
		r <= 1	0.05	8.35	29.80	1.00
Intercepto e tendência em CE, sem intercepto no VAR		r <= 2	0.04	3.56	15.49	0.94
		r <= 3	0.00	0.03	3.84	0.86
	Autovalor	r = 0	0.45	54.88	27.58	0.00
		r <= 1	0.05	4.79	21.13	1.00
		r <= 2	0.04	3.53	14.26	0.91
		r <= 3	0.00	0.03	3.84	0.86
E3		MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_PAP_RS				
	Traço	r = 0	0.43	96.53	63.88	0.00
		r <= 1	0.27	44.42	42.92	0.04
Intercepto e tendência em CE, sem intercepto no VAR		r <= 2	0.13	14.98	25.87	0.58
		r <= 3	0.03	2.48	12.52	0.93
	Autovalor	r = 0	0.43	52.11	32.12	0.00
		r <= 1	0.27	29.44	25.82	0.02
		r <= 2	0.13	12.50	19.39	0.37
		r <= 3	0.03	2.48	12.52	0.93
F1		MSA, CRED4, ICC_FGV, PROD_OND_BR				
	Traço	r = 0	0.17	42.63	54.08	0.35
		r <= 1	0.10	24.98	35.19	0.40
Intercepto sem tendência em CE, sem intercepto no VAR		r <= 2	0.08	14.79	20.26	0.24
		r <= 3	0.07	6.60	9.16	0.15
	Autovalor	r = 0	0.17	17.66	28.59	0.61
		r <= 1	0.10	10.19	22.30	0.82
		r <= 2	0.08	8.20	15.89	0.52
		r <= 3	0.07	6.60	9.16	0.15
F2		MSA, CRED4, ISP_FGV, PROD_OND_BR				
	Traço	r = 0	0.18	36.93	54.08	0.63
		r <= 1	0.10	19.01	35.19	0.79
Intercepto sem tendência em CE, sem intercepto no VAR		r <= 2	0.07	9.70	20.26	0.67
		r <= 3	0.04	3.38	9.16	0.51
	Autovalor	r = 0	0.18	17.93	28.59	0.58
		r <= 1	0.10	9.30	22.30	0.89
		r <= 2	0.07	6.33	15.89	0.75
		r <= 3	0.04	3.38	9.16	0.51
F3		MSA, CRED4, IE_FGV, PROD_OND_BR				
	Traço	r = 0	0.18	48.43	54.08	0.15
		r <= 1	0.14	30.05	35.19	0.16
Intercepto sem tendência em CE, sem intercepto no VAR		r <= 2	0.10	16.47	20.26	0.15
		r <= 3	0.07	6.65	9.16	0.15
	Autovalor	r = 0	0.18	18.38	28.59	0.54
		r <= 1	0.14	13.58	22.30	0.50
		r <= 2	0.10	9.82	15.89	0.35
		r <= 3	0.07	6.65	9.16	0.15

OBS: A hipótese nula é que há, no máximo,  $r$  relações de cointegração entre as variáveis.

Elaboração: autor.

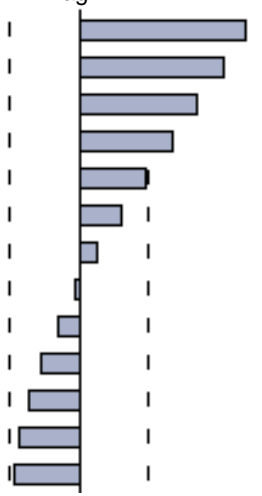
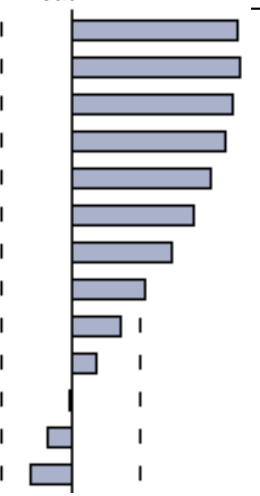
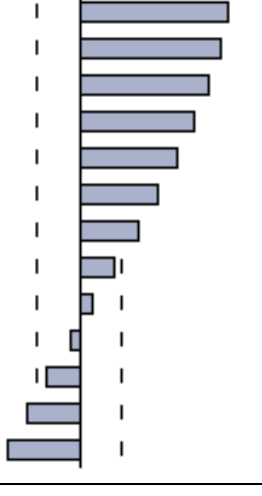
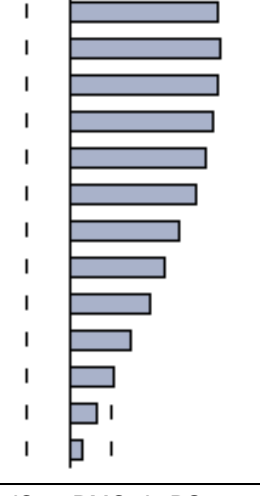
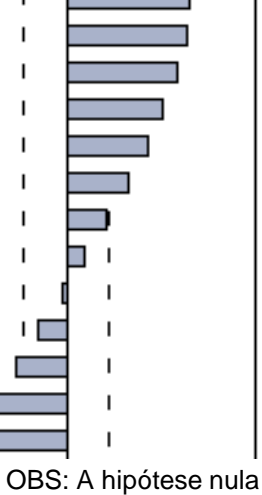
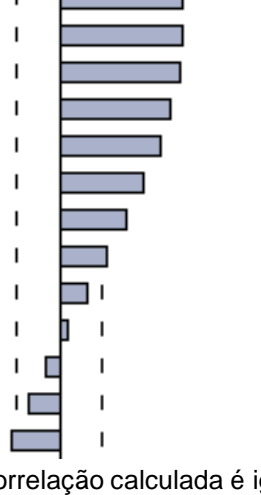
Tabela A.4 – Correlação entre as variáveis observáveis pré-selecionadas (completa)

	MSA	CRED	CRED	CRED	CRED	DP_VI	EE	ICC_F	ICC_F	ISP_F	IE_FG	PROD	PROD	PROD	IVV_R	PMC_	PMC_		
		1	2	3	4	STA		ICMS	EC	GV	GV		V	_EMB	_PAP	_PAP	_OND	S	R_RS
MSA	1																		
t_Stat	----																		
p-Valor	----																		
CRED1	-0.201	<b>1.000</b>																	
t_Stat	-1.410																		
p-Valor	0.165																		
CRED2	0.090	0.114	<b>1.000</b>																
t_Stat	0.619	0.788																	
p-Valor	0.539	0.435																	
CRED3	0.055	-0.030	0.009	<b>1.000</b>															
t_Stat	0.379	-0.203	0.064																
p-Valor	0.706	0.840	0.949																
CRED4	-0.034	0.384	-0.150	0.713	<b>1.000</b>														
t_Stat	-0.233	2.849	-1.044	6.981															
p-Valor	0.816	<b>0.006</b>	0.302	<b>0.000</b>															
DP_VISTA	-0.175	0.227	-0.184	-0.222	-0.051	<b>1.000</b>													
t_Stat	-1.222	1.596	-1.285	-1.561	-0.353														
p-Valor	0.228	0.117	0.205	0.125	0.726														
ICMS	-0.161	0.221	0.090	0.286	0.245	0.068	<b>1.000</b>												
t_Stat	-1.115	1.554	0.621	2.043	1.732	0.466													
p-Valor	0.271	0.127	0.538	<b>0.047</b>	<b>0.090</b>	0.643													
EE	0.026	-0.074	0.071	-0.239	-0.294	-0.001	-0.150	<b>1.000</b>											
t_Stat	0.178	-0.506	0.489	-1.686	-2.112	-0.009	-1.040												
p-Valor	0.860	0.616	0.627	<b>0.098</b>	<b>0.040</b>	0.993	0.304												
ICC_FEC	-0.077	0.069	0.191	0.250	0.223	0.045	0.127	-0.092	<b>1.000</b>										
t_Stat	-0.530	0.471	1.336	1.768	1.565	0.306	0.881	-0.636											
p-Valor	0.599	0.640	0.188	<b>0.084</b>	0.124	0.761	0.383	0.528											
ICC_FGV	0.039	0.033	0.062	0.338	0.251	0.109	0.068	-0.095	0.249	<b>1.000</b>									
t_Stat	0.266	0.227	0.424	2.463	1.781	0.753	0.469	-0.656	1.766										
p-Valor	0.792	0.822	0.674	<b>0.017</b>	<b>0.081</b>	0.455	0.642	0.515	<b>0.084</b>										
ISP_FGV	0.133	0.117	0.109	0.191	0.277	0.000	0.054	-0.102	0.384	0.840	<b>1.000</b>								
t_Stat	0.921	0.806	0.751	1.334	1.973	-0.003	0.367	-0.702	2.853	10.615									
p-Valor	0.362	0.424	0.456	0.189	<b>0.054</b>	0.998	0.715	0.486	0.006	<b>0.000</b>									
IE_FGV	-0.049	-0.006	0.013	0.383	0.186	0.177	0.084	-0.060	0.114	0.921	0.576	<b>1.000</b>							
t_Stat	-0.340	-0.039	0.087	2.839	1.298	1.235	0.579	-0.410	0.787	16.236	4.832								
p-Valor	0.736	0.969	0.931	<b>0.007</b>	0.201	0.223	0.565	0.684	0.435	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>								
PROD_EMB	-0.075	0.244	-0.082	0.327	0.340	0.108	0.127	-0.010	0.171	-0.216	-0.161	-0.225	<b>1.000</b>						
t_Stat	-0.517	1.722	-0.563	2.371	2.476	0.742	0.880	-0.072	1.188	-1.515	-1.120	-1.582							
p-Valor	0.608	<b>0.092</b>	0.576	<b>0.022</b>	<b>0.017</b>	0.462	0.383	0.943	0.241	0.137	0.268	0.120							
PROD_PAP_BR	0.098	0.180	-0.030	0.406	0.405	-0.022	0.087	-0.197	0.171	0.096	0.139	0.038	0.630	<b>1.000</b>					
t_Stat	0.675	1.256	-0.203	3.045	3.035	-0.148	0.600	-1.381	1.193	0.663	0.965	0.259	5.569						
p-Valor	0.503	0.215	0.840	<b>0.004</b>	<b>0.004</b>	0.883	0.551	0.174	0.239	0.510	0.339	0.797	<b>0.000</b>						
PROD_PAP_RS	-0.038	-0.165	0.015	-0.008	-0.054	0.177	-0.122	0.135	0.147	0.033	-0.014	0.058	0.199	0.124	<b>1.000</b>				
t_Stat	-0.263	-1.144	0.102	-0.056	-0.370	1.232	-0.843	0.936	1.018	0.224	-0.095	0.396	1.391	0.854					
p-Valor	0.794	0.258	0.919	0.956	0.713	0.224	0.403	0.354	0.314	0.824	0.925	0.694	0.171	0.398					
PROD_OND	-0.021	0.145	-0.108	0.218	0.248	-0.128	-0.233	-0.096	0.004	-0.031	-0.015	-0.032	0.395	0.131	0.003	<b>1.000</b>			
t_Stat	-0.142	1.007	-0.742	1.530	1.753	-0.887	-1.641	-0.663	0.025	-0.215	-0.105	-0.221	2.944	0.906	0.023				
p-Valor	0.888	0.319	0.462	0.133	<b>0.086</b>	0.379	0.107	0.511	0.981	0.831	0.917	0.826	<b>0.005</b>	0.369	0.982				
IVV_RS	0.304	0.057	-0.154	0.381	0.405	0.045	0.133	-0.088	0.102	-0.035	-0.074	0.004	0.445	0.420	-0.024	0.015	<b>1.000</b>		
t_Stat	2.189	0.388	-1.069	2.824	3.039	0.310	0.918	-0.609	0.704	-0.239	-0.509	0.031	3.406	3.175	-0.165	0.106			
p-Valor	<b>0.034</b>	0.700	0.291	<b>0.007</b>	<b>0.004</b>	0.758	0.363	0.546	0.485	0.812	0.613	0.976	<b>0.001</b>	<b>0.003</b>	0.869	0.916			
PMC_R_RS	0.142	-0.259	-0.103	0.321	0.290	0.189	0.104	-0.137	-0.006	0.090	-0.050	0.191	0.219	0.254	0.326	0.137	0.358	<b>1.000</b>	
t_Stat	0.986	-1.837	-0.707	2.326	2.074	1.321	0.718	-0.949	-0.039	0.618	-0.346	1.331	1.537	1.799	2.361	0.950	2.625		
p-Valor	0.329	<b>0.072</b>	0.483	<b>0.024</b>	<b>0.044</b>	0.193	0.476	0.347	0.969	0.540	0.731	0.189	0.131	<b>0.078</b>	<b>0.022</b>	0.347	<b>0.012</b>		
PMC_A_RS	0.037	0.177	-0.009	0.428	0.456	-0.043	0.162	-0.155	0.128	-0.004	0.020	-0.011	0.510	0.431	0.084	0.430	0.516	0.347	<b>1.000</b>
t_Stat	0.254	1.234	-0.062	3.248	3.517	-0.294	1.125	-1.079	0.886	-0.026	0.140	-0.075	4.064	3.274	0.576	3.267	4.128	2.540	
p-Valor	0.800	0.223	0.951	<b>0.002</b>	<b>0.001</b>	0.770	0.266	0.286	0.380	<b>0.979</b>	0.890	0.941	<b>0.000</b>	<b>0.002</b>	<b>0.567</b>	<b>0.002</b>	<b>0.000</b>	<b>0.014</b>	

OBS: A hipótese nula é que a correlação calculada é igual a zero.

Elaboração: autor.

Tabela A.2 – Correlação Cruzada (IC vs Indicadores de Vendas do Varejo)

IC vs IVV_RS				
Lag	Lead	Defasagem	Lag	Lead
		0	0.9251	0.9251
		1	0.7971	0.9262
		2	0.6555	0.8995
		3	0.5139	0.8493
		4	0.3691	0.7739
		5	0.2314	0.673
		6	0.0993	0.5513
		7	-0.0181	0.4125
		8	-0.1182	0.274
		9	-0.2098	0.133
		10	-0.2773	-0.002
		11	-0.3244	-0.1251
		12	-0.3557	-0.2284
IC vs PMC_R_RS				
Lag	Lead	Defasagem	Lag	Lead
		0	0.826	0.826
		1	0.7857	0.8405
		2	0.7245	0.834
		3	0.6442	0.807
		4	0.5482	0.7612
		5	0.4409	0.6985
		6	0.3235	0.6225
		7	0.1993	0.537
		8	0.0729	0.4451
		9	-0.0528	0.3493
		10	-0.1751	0.2528
		11	-0.2903	0.1602
		12	-0.3953	0.0746
IC vs PMC_A_RS				
Lag	Lead	Defasagem	Lag	Lead
		0	0.6845	0.6845
		1	0.6584	0.6832
		2	0.609	0.6593
		3	0.5384	0.6147
		4	0.4491	0.5502
		5	0.345	0.4671
		6	0.228	0.37
		7	0.1033	0.2644
		8	-0.0238	0.1541
		9	-0.1497	0.0416
		10	-0.2721	-0.0689
		11	-0.3856	-0.1716
		12	-0.4875	-0.2621

OBS: A hipótese nula é que a correlação calculada é igual a zero.

Elaboração: autor.