

NOTA **técnica** AIPARDES

Nº 24

Metodologia para Projeção do Índice Global da Produção Industrial do Estado do Paraná

Sachiko Araki Lira
Daniel Nojima
Francisco José Gouveia de Castro

Curitiba
2013

GOVERNO DO ESTADO DO PARANÁ

Carlos Alberto Riccha - *Governador*

SECRETARIA DE ESTADO DO PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO GERAL

Cassio Taniguchi - *Secretário*

INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL - IPARDES

Gilmar Mendes Lourenço - *Diretor-Presidente*

Emilio Kenji Shibata - *Diretor Administrativo-Financeiro*

Julio Takeshi Suzuki Júnior - *Diretor do Centro de Pesquisa*

Daniel Nojima - *Diretor do Centro Estadual de Estatística*

EDITORAÇÃO

Maria Laura Zocolotti - *Coordenação*

Claudia Ortiz - *Revisão de texto*

Ana Batista Martins - *Editoração eletrônica*

Maria Rosa Davin - *Normalização bibliográfica*

NOTA *técnica* AIPARDES

As notas técnicas do IPARDES constituem breves abordagens sobre temas relevantes para a agenda de pesquisa e planejamento do Estado.

METODOLOGIA PARA PROJEÇÃO DO ÍNDICE GLOBAL DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO ESTADO DO PARANÁ

Sachiko Araki Lira^{*}
Daniel Nojima^{**}
Francisco José Gouveia de Castro^{***}

INTRODUÇÃO

A Pesquisa Industrial Mensal da Produção Física (PIM-PF), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), disponibiliza o índice de *quantum* e a variação mensal da produção da indústria nacional e das unidades da Federação. Essa pesquisa tem o propósito de proceder ao acompanhamento conjuntural da atividade industrial. Porém, serve também ao cálculo do desempenho e do valor do PIB industrial, obtidos para períodos anuais e trimestrais, sendo o IBGE a instituição responsável pelo cálculo da estimativa dessas informações. Diante disso, o PIB industrial, em conjunto com as demais atividades produtivas, permite compor o cálculo do PIB global.

Por outro lado, por constituir um dado mensal e refletir, em curto prazo, flutuações cíclicas da produção em virtude das condições macroeconômicas, serve, ainda, como indicador preliminar do desempenho consolidado em termos anuais.

O presente texto apresenta o desenvolvimento de uma metodologia, baseada na técnica de séries temporais, para a atualização e revisão das projeções do índice global da produção industrial no Estado do Paraná, dada a sua relevância para a economia paranaense, de maneira a fornecer subsídios aos formuladores de políticas públicas quanto à tendência da indústria estadual. Os resultados buscam também atender aos usuários de diversos setores da economia, permitindo a elaboração e o acompanhamento do planejamento de curto e médio prazo. Além desta introdução, apresenta-se a seguir a metodologia e uma seção final de conclusões, que destaca a forma de uso do modelo ajustado.

^{*} Estatística, professora do Departamento de Engenharia Mecânica da UFPR.

^{**} Economista, Diretor do Centro Estadual de Estatística do IPARDES.

^{***} Economista, coordenador do Núcleo de Macroeconomia e Conjuntura do IPARDES.

1 ASPECTOS METODOLÓGICOS DA PIM-PF

A PIM-PF compõe-se de uma série de produtos previamente selecionados, definidos por um sistema de ponderação que permite obter as informações de quantidade produzida. Seu painel de produtos e informantes é definido com base no método de amostragem intencional, e representa para a indústria do país 63% do Valor da Transformação Industrial Anual (VTI) da Pesquisa Industrial Anual (PIA) de empresas, do período 1998-2000, abrangendo 830 produtos e 3.700 unidades locais.

No Paraná, a amostra pesquisada abrange 60,6% do VTI estadual na média do triênio 1998-2000 e compreende 136 produtos relativos a 14 atividades industriais da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), cujas participações no VTI são mostradas na tabela 1.

TABELA 1 - ESTRUTURA DO VALOR DE TRANSFORMAÇÃO INDUSTRIAL (VTI) SEGUNDO SUBATIVIDADES, NO PARANÁ - MÉDIA 1998-2000

SUBATIVIDADES	ESTRUTURA DO VTI (%)
Indústria geral	100,0
Produtos alimentícios	24,2
Bebidas	2,5
Madeira	6,1
Celulose e papel	8,0
Edição	4,5
Refino de petróleo e produção de álcool	12,8
Outros produtos químicos	6,9
Borracha e plástico	3,5
Produtos de minerais não metálicos	5,0
Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	3,2
Máquinas e equipamentos	8,1
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,1
Fabricação e montagem de veículos automotores	9,6
Artigo do mobiliário	3,5

FONTE: IBGE

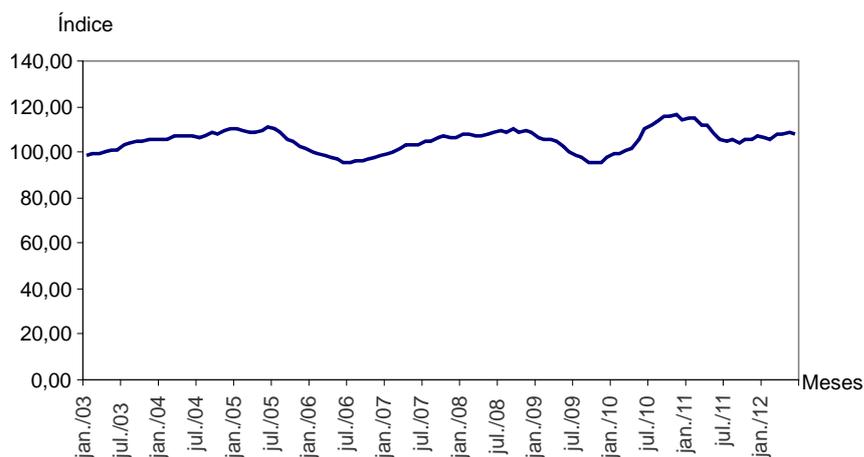
O cálculo dos índices mensais utiliza o método de Laspeyres de base fixa em cadeia, com atualização de pesos, o que significa que os pesos dos diferentes produtos são atualizados conforme sua importância relativa. Um produto que apresenta crescimento maior que a média dos demais faz aumentar a importância do seu respectivo segmento industrial. Por outro lado, aquele produto que apresenta crescimento menor faz diminuir a importância do seu segmento (IBGE, 2004).¹

¹ Para detalhamento completo da metodologia, ver IBGE (2004).

2 AVALIAÇÃO DOS MODELOS

A variável de interesse para o estudo é o índice global da produção industrial acumulado nos últimos 12 meses. Esse índice compara a produção acumulada nos últimos 12 meses de referência do índice, com igual período imediatamente anterior. A análise foi realizada considerando-se os índices do período de janeiro de 2003 a junho de 2012 (gráfico 1).

GRÁFICO 1 - PESQUISA INDUSTRIAL MENSAL - ÍNDICE ACUMULADO NOS ÚLTIMOS MESES - JAN/2003-JUN/2012



FONTE: IBGE-PIM-PF

Alguns estudos foram realizados antes da escolha do modelo final. Inicialmente, no intuito de captar comportamentos específicos da indústria do Estado, foram aplicadas as técnicas de séries temporais aos índices acumulados nos últimos 12 meses de suas principais subatividades: fabricação de produtos alimentícios, fabricação de celulose, papel e produtos de papel, fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis e fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias (ver tabela 1). Para cada uma das subatividades; foram ajustados modelos de Box-Jenkins. A ideia era que o estudo por subatividades fornecesse subsídios para melhor compreensão do comportamento do índice global. Utilizou-se também o método de Holt-Winters multiplicativo, para o índice global da produção industrial acumulado nos últimos 12 meses, além do método de Box-Jenkins.

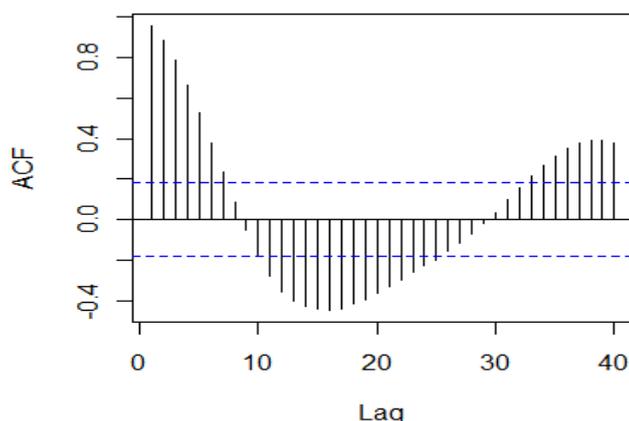
Após a avaliação dos diferentes modelos, optou-se por utilizar a variável índice geral da produção industrial e o método de Box-Jenkins, devido à sua aderência na comparação dos valores ajustados com os dados reais.

2.1 MODELO AJUSTADO

Uma das suposições mais comuns a respeito de uma série temporal é que ela seja estacionária (MORETTIN; TOLOI, 1987). Um processo estacionário tem a propriedade de a média, a variância e a estrutura de autocorrelação permanecerem constantes ao longo do tempo.

Inicialmente, construiu-se o gráfico da Função de Autocorrelação (FAC), pois uma série pode ser considerada não estacionária quando há padrão de decaimento lento para zero, da FAC, como mostra o gráfico 2.

GRÁFICO 2 - FUNÇÃO DE AUTOCORRELAÇÃO



FONTE: IPARDES

A etapa seguinte consistiu na aplicação do teste de Dickey e Fuller, para verificar a estacionariedade. Porém, fez-se necessário testar inicialmente a autocorrelação dos resíduos, pois na existência dela deve-se usar o teste de Dickey e Fuller Amplo (ADF), como apresentado em Gujarati (2000). O teste de Ljung-Box foi aplicado para verificar a autocorrelação dos resíduos.

O quadro 1 apresenta as estatísticas dos testes de Ljung-Box e Dickey e Fuller Amplo, bem como os respectivos valores-p. Conclui-se que a série não é estacionária, sendo necessário torná-la estacionária.

QUADRO 1 - VALOR DA ESTATÍSTICA, GRAUS DE LIBERDADE E VALOR-P, SEGUNDO TIPOS DE TESTES

TESTES	ESTATÍSTICA	GL	VALOR-P
Ljung-Box	388,4335	10	2,2E-16
DFA	0,3483	$\nu_1 = 1; \nu_2 = 112$	0,5563

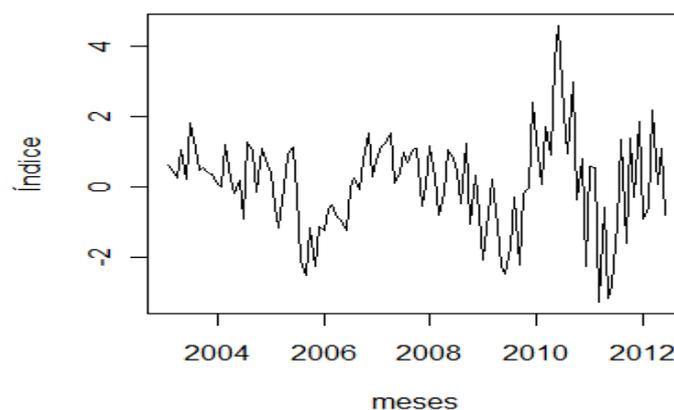
FONTE: IPARDES

A outra etapa consistiu em verificar a normalidade da série, através do teste de Jarque-Bera, que é uma das suposições a respeito das séries temporais (PASSOS; RAMOS; ALMEIDA, 2004). O valor da estatística calculada e o valor-p obtidos foram, respectivamente, iguais a $\chi^2_{(2)} = 1,4448$, valor - p = 0,4856.

Concluiu-se, portanto, que a série tem comportamento segundo a distribuição normal, prosseguindo-se desta forma a análise.

Tendo em vista que a série original não é estacionária, faz-se a diferenciação na série (PINDYCK; RUBINFELD, 2004). Fazendo a primeira diferença, tem-se a série apresentada no gráfico 3.

GRÁFICO 3 - PRIMEIRA DIFERENÇA DA SÉRIE DO ÍNDICE - 2004/2012



FONTE: IPARDES

Fez-se novamente o teste de Box-Ljung para verificar se a série diferenciada é autocorrelacionada, para, em seguida, aplicar o teste de Dickey-Fuller. Através do teste de Box-Ljung verifica-se que a série é autocorrelacionada, devendo-se então utilizar o teste de Dickey-Fuller Ampliado. O teste de Dickey e Fuller indica que a série diferenciada é estacionária.

QUADRO 2 - VALOR DA ESTATÍSTICA, GRAUS DE LIBERDADE E VALOR-P, SEGUNDO TIPOS DE TESTES PARA A PRIMEIRA DIFERENÇA DA SÉRIE

TESTES	ESTATÍSTICA	GL	VALOR-P
Ljung-Box	81,2268	10	2,8840E-13
DFA	27,06	$\nu_1 = 2; \nu_2 = 109$	2,8790E-10

FONTE: IPARDES

Tendo verificado as suposições de estacionariedade e normalidade da série, foram ajustados os modelos ARIMA e SARIMA.

O modelo que melhor se ajustou à série do índice foi SARIMA (1,1,1)x(0,02)12, cujas estimativas dos parâmetros se encontram apresentadas no quadro 3.

QUADRO 3 - ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS DO MODELO SARIMA (1,1,1)x(0,02)₁₂ E SEUS RESPECTIVOS ERROS-PADRÃO

PARÂMETRO	ESTIMATIVA	ERRO-PADRÃO
AR(1)	0,8044	0,1012
MA(1)	-0,4447	0,1440
SMA(1)	-1,5892	0,3991
SM(2)	0,5893	0,2697

FONTE: IPARDES

Existem diferentes critérios que permitem identificar o melhor modelo. Entre eles, o Akaike Information Criterion (AIC), cujo valor obtido para o modelo foi de 256,62. Outro critério utilizado é a soma dos erros ao quadrado (Sum Square Errors - SSE), que apresentou valor igual a 38,08.

2.2 AVALIAÇÃO DOS RESÍDUOS

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (2004), os resíduos $\hat{\varepsilon}_t$ devem ser independentes e normalmente distribuídos. Para a comprovação da normalidade e independência, utilizaram-se os testes de Jarque-Bera e Box-Ljung, respectivamente. Os valores-p obtidos foram 0,8520 e 0,9256, comprovando-se, assim, as duas hipóteses.

CONCLUSÕES

A partir do ajustamento do modelo, foram obtidos os resultados alcançados para projeções do segundo semestre de 2012 e, especificamente, as projeções para os meses de julho a novembro, bem como os intervalos de confiança para nível de 95%, para os mesmos meses (tabela 2).

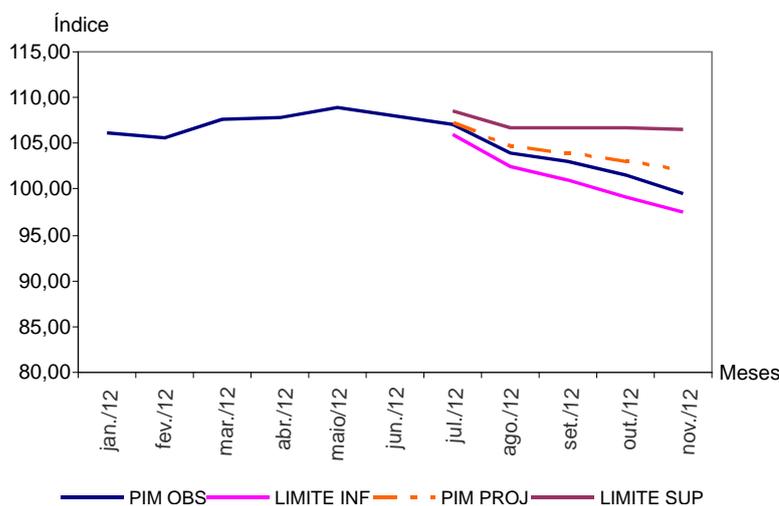
TABELA 2 - PROJEÇÕES PONTUAIS E INTERVALOS DE CONFIANÇA PARA NÍVEL DE 95%, DO ÍNDICE DA PESQUISA INDUSTRIAL MENSAL - PARANÁ - JUL-NOV 2012

MÊS/ANO	LIMITE INFERIOR	PROJEÇÃO	LIMITE SUPERIOR
Jul. 2012	106,05	107,29	108,53
Ago. 2012	102,51	104,60	106,69
Set. 2012	100,94	103,86	106,78
Out. 2012	99,25	102,98	106,72
Nov. 2012	97,50	102,03	106,56

FONTE: IPARDES

Por sua vez, o gráfico 4 mostra os índices observados nos meses de janeiro a novembro de 2012, bem como as projeções para os meses de julho a novembro de 2012. As diferenças absolutas percentuais² entre os valores reais (observados) e os projetados para os meses de julho a outubro de 2012 estão apresentadas na tabela 3.

GRÁFICO 4 - ÍNDICE DA PESQUISA MENSAL INDUSTRIAL E VALORES PROJETADOS - PARANÁ - JAN/2012-NOV/2012



FONTE: IPARDES

TABELA 3 - VALORES OBSERVADOS, PROJETADOS E DIFERENÇAS DO ÍNDICE DA PESQUISA INDUSTRIAL MENSAL - PARANÁ - JUL/NOV 2012

MÊS/ANO	PIM-PF OBSERVADA	PIM-PF PROJETADA	DIFERENÇA (%)
Jul./2012	107,03	107,29	0,24
Ago./2012	103,93	104,60	0,64
Set./2012	103,04	103,86	0,80
Out./2012	101,48	102,98	1,48
Nov./2012	99,48	102,03	2,56

FONTE: IPARDES

O gráfico 4 indica a efetividade do modelo em captar a tendência do índice industrial. Apesar disso, a tabela 3, em sua quarta coluna, indica que, à medida que os valores projetados se afastam do último mês da série utilizada para ajuste (no caso, junho de 2012), as diferenças aumentam, o que sinaliza a utilização do modelo ajustado para projeções de curto prazo, período de até três meses.

Em sua aplicação, o modelo deve ser permanentemente monitorado, com suas projeções mensais recalculadas a partir da atualização da série do índice a cada novo dado

² Diferença = $\text{abs}((\text{índice observado} - \text{índice projetado}) / \text{índice observado}) * 100$

mensal. Nesse sentido, as estatísticas AIC e SSE devem ser recalculadas e comparadas com as do mês anterior e, à medida que apresentem aumentos consideráveis, faz-se necessária a revisão do modelo.

REFERÊNCIAS

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

IBGE. **Indicadores conjunturais da indústria**: produção. Rio de Janeiro, 2004.

IBGE. **Pesquisa industrial mensal produção física**: notas metodológicas. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/notas_metodologicas.shtm>. Acesso em: 8 fev. 2013.

MORETTIN, Pedro Alberto; TOLOI, Clélia M. de C. **Previsão de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Atual, 1987.

PASSOS, Jairo Jaques dos; RAMOS, Edson Marcos L. Soares; ALMEIDA, Silvia dos Santos de. Modelagem estatística para previsão da arrecadação do ICMS no Estado do Pará. In: REUNIÃO REGIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA, 37., 2004, Belém. **Anais...** Belém: UFPA. Disponível em: <<http://www.ufpa.br/abe/programacao/resumos/com-jairopassos1.pdf>>. Acesso em: 09 mar. 2012.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. **Econometria**. 4.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

APÊNDICE

Um teste conjunto das primeiras m autocorrelações é conhecido por teste de Ljung-Box. Esse teste “*portmanteau*” compara o valor da estatística.

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^n (n-j)^{-1} r_j^2(\hat{e}_j)$$

com valores tabelados da distribuição do χ^2 (qui-quadrado) com $(m-p-q)$ graus de liberdade e com a rejeição da hipótese nula para valores de Q maiores que o valor crítico assintótico. O valor de m deve ser pelo menos igual a \sqrt{n} .

O teste de Dickey e Fuller consiste em estimar as equações (1) a (3), pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, e comparar as estatísticas F resultantes aos valores críticos gerados por DF.

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Z_t = \alpha + \gamma Z_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta t + \gamma Z_{t-1} + e_t \quad (3)$$

O procedimento do teste calcula a estatística F como a razão apresentada a seguir:

$$F = \frac{(n-k)(ESS_R - ESS_{IR})}{q(ESS_{IR})}$$

onde:

ESSR é a soma do quadrado dos resíduos na regressão restrita;

ESSIR é a soma do quadrado dos resíduos na regressão irrestrita;

n é o número de observações;

K é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita;

q é o número de restrições de parâmetros (no caso: $\beta = 0$; $\rho = 1$).

O teste de Jarque-Bera baseia-se na diferença entre os coeficientes de assimetria e curtose dos dados observados e os da distribuição normal teórica. A estatística do teste é dada por:

$$JB = n \left(\frac{(\sqrt{b_1})^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right) \quad (4)$$

onde:

S^2 , $\sqrt{b_1}$, b_2 são respectivamente o segundo, terceiro e quarto momentos centrais. A estatística JB tem distribuição assintótica $\chi^2_{(2)}$ sob hipótese nula.