

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
INSTITUTO DE CIÊNCIAS EXATAS

CYNTHIA DE OLIVEIRA GONÇALVES

PERSPECTIVAS DA SIDERURGIA BRASILEIRA PARA OS PRÓXIMOS 10
ANOS: UMA ANÁLISE POR VETORES AUTOREGRESSIVOS

BELO HORIZONTE - MG
DEZEMBRO/2011

CYNTHIA DE OLIVEIRA GONÇALVES

PERSPECTIVAS DA SIDERURGIA BRASILEIRA PARA OS PRÓXIMOS 10
ANOS: UMA ANÁLISE POR VETORES AUTOREGRESSIVOS

Artigo apresentado ao Departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais, como parte das exigências do curso de Especialização em Estatística com Ênfase em Indústria e Mercado, para obtenção do título de “Especialista em Estatística”.

Orientador: Prof. Aureliano Angel Bressan

BELO HORIZONTE - MG
DEZEMBRO/2011

SUMÁRIO

RESUMO	iii
ABSTRACT	iii
1. O SETOR SIDERÚRGICO BRASILEIRO	1
1.1. INTRODUÇÃO	1
1.2. O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA	3
1.3. OBJETIVOS	4
1.3.1. Objetivo geral.....	4
1.3.2. Objetivos específicos	4
2. METODOLOGIA.....	5
2.1. Teste de estacionariedade	6
2.2. Número de defasagens	6
2.3. Teste de cointegração.....	7
2.4. Variáveis <i>dummy</i>	7
2.5. Modelo de vetores autoregressivos.....	8
2.5.1. Teste de Causalidade	10
2.5.2. Função impulso resposta e decomposição da variância	11
2.5.3. Previsão	12
3. DADOS, SOFTWARES E RESULTADOS	14
4. CONCLUSÕES.....	30
5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	33

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo analisar o comportamento da oferta e demanda de aço no Brasil no período de 1955-2010. O estudo utiliza dados anuais do Instituto Aço do Brasil e Banco Central do Brasil. Com base na metodologia de vetores autoregressivos (VAR), conclui-se que a variação na demanda de aço precede as variações no PIB, e para o período previsto entre 2011-2020 a demanda de aço e PIB deverão crescer em média 7% e 4% ao ano, respectivamente. E por fim, verifica-se um desequilíbrio entre oferta e demanda de aço no cenário no qual 60% das intenções de investimentos se efetivam e naquele em que há redução da participação das importações para 5% da demanda. Logo, para manter a estratégia atual de atendimento ao mercado interno, e exportação em torno de 30% da produção, as intenções de investimentos anunciadas estão em linha com as perspectivas de crescimento da demanda de aço.

Palavras-Chave: Demanda de aço, PIB, vetores autoregressivos (VAR), previsão.

ABSTRACT

The present study aims to analyze the balance of Brazilian steel supply and demand from 1955-2010. The study uses annual data of the Steel Institute of Brazil and Central Bank of Brazil. Based on the methodology of vector autoregression (VAR), we conclude that the variation in demand for steel precedes changes in GDP, and forecasting for period 2011-2020 provided between steel demand and GDP should grow by an average 7% and 4 % per year, respectively. And finally, there is an imbalance between supply and demand for steel in the scenario where 60% of investment intentions become effective and that where there is reduction in the share of imports to 5% of demand. Therefore, to maintain the current performance strategy to the domestic market and foreign market around 30% of production, the investment plans are in line with forecasts of growth in steel demand for the next years.

Keywords: Steel demand, GDP, Vector autoregression (VAR), forecast.

1. O SETOR SIDERÚRGICO BRASILEIRO

1.1. INTRODUÇÃO

A evolução do setor siderúrgico no país está associada ao período de maior crescimento industrial, isto é, entre meados da década de 50 e final da década de 80, fase em que o governo brasileiro uniu capital externo e capital público, e que marca a entrada de empresas transnacionais, tais como do setor automotivo, que atualmente é responsável por quase um terço da demanda total de aço consumido no país. Na TAB1 verifica-se que no período entre 1955 e 2010, a produção de aço bruto no Brasil cresceu em média 7% ao ano, acima do crescimento da produção mundial de 3% ao ano, enquanto a demanda e vendas internas das usinas locais que cresceram 6% ao ano.

Tabela 1 Evolução do Mercado Siderúrgico 1955-2010 (Base 100 = Ano 1955)

	1955	1960	1970	1980	1990	2000	2010	TCMA
Produção de Aço Bruto								
Mundial	100	128	218	265	285	314	523	3% a.a.
Brasil	100	191	491	1391	1873	2536	2991	7% a.a.
Participação Brasil no Mundo	0,4%	0,6%	0,9%	2,1%	2,7%	3,3%	2,3%	-
Produção de Aço ¹	100	189	456	1356	2178	2867	3533	7% a.a.
Demanda ² de Aço	100	162	323	900	692	1215	2008	6% a.a.
Vendas Internas	100	189	411	1189	967	1656	2300	6% a.a.
Importações	100	133	167	333	100	267	1800	5% a.a.
% Importações na Demanda	27%	20%	12%	9%	4%	5%	21%	-
% Exportações na Produção	1%	1%	10%	12%	56%	42%	34%	-

Fonte: Instituto Aço Brasil (IABr).

Essa evolução do setor siderúrgico brasileiro pode ser dividida em quatro estágios distintos:

- (i) 1955 a 1979 (pós guerra): produção (+11% a.a.), demanda (9% a.a.) e vendas internas (10% a.a.). A participação das importações no

¹ Inclui aços planos, longos e semiacabados (placas, lingotes, blocos e tarugos).

² Demanda de aço resulta do somatório das vendas internas das usinas nacionais e importações.

período foi de 20% da demanda total, já que havia restrição de oferta nacional.

- (ii) 1979 a 1990 (“década perdida”): produção (+5%a.a.), demanda (-2%a.a.) e vendas internas (-1%a.a.). Período de maturação dos investimentos em expansão de capacidade estimulados pelo governo na década de 70. A retração da economia mundial resultou em excesso de capacidade de aço, portanto, apesar da menor dependência por produtos importados, verificou-se ainda uma participação das importações de 10% da demanda.
- (iii) 1990 a 2008 (pós privatizações): produção (+3%a.a.), demanda (6%a.a.), vendas internas (5%a.a.) e participação das importações em torno de 4%.
- (iv) 2008 a 2010 (crise internacional): produção (+1%a.a.), demanda (6%a.a.), vendas internas (-2%a.a.) e forte participação das importações (15% da demanda).

Atualmente, o Brasil produz mais de trinta milhões de toneladas de aço, o que representa 2% da produção mundial de aço bruto, e de acordo com o IABr, o parque produtivo do país é composto por 28 usinas concentradas na região sudeste do país, sendo 13 integradas³ e 15 semi-integradas, administradas por dez grupos empresariais, com capacidade instalada de produção de aço bruto de aproximadamente 45 milhões de toneladas. Cerca de 90% da produção está concentrada em quatro grupos, sendo eles: Arcelor Mittal do Brasil (AMB), Gerdau, Usinas Siderúrgicas de Minas Gerais (Usiminas) e Companhia Siderúrgica Nacional (CSN). Ainda assim, no ano de 2010 cerca de 20% do mercado foi suprido pelas importações, que atingiram patamares elevados como ocorrido na década de 50 e 60, não mais por falta de capacidade, e sim devido ao excesso de aço mundial resultante da forte retração das atividades econômicas nos países desenvolvidos, bem como pela taxa câmbio (R\$/US\$) favorável, que

³ O setor siderúrgico é composto por usinas integradas, isto é, que operam nas três fases do processo produtivo que são redução, refino e laminação, e por usinas semi-integradas que atuam apenas em refino e laminação. Os produtos resultantes desses processos são classificados como laminados longos, planos e semiacabados.

juntos levaram a uma forte diferença entre os preços do mercado externo e interno. No período, o consumo de aços foi de 26 milhões de toneladas, sendo 59% aços planos e 41% aços longos, incluindo os semiacabados de cada processo. O consumo aparente per capita atingiu 147 quilos por habitante, valor inferior ao consumo mundial de 221 kg/hab.

Nesse cenário aquecido, são muitas as intenções de investimentos no setor siderúrgico brasileiro. Além dos investimentos previstos em expansão da capacidade de laminação pelas usinas integradas, destacam-se as intenções de investimentos em aumento da produção de aço bruto de empresas como VALE, Ternium, WISCO, MMX, Dongkuk, Companhia Siderúrgica de Suape, dentre outras, empresas essas que seriam responsáveis já em 2015 pelo aumento de aproximadamente 50% da capacidade atual de produção de aço bruto. No entanto, vale ressaltar que apesar do ânimo no setor, a recente mudança de maior participação das importações no consumo entre 2008-2010 poderá impactar as intenções de investimentos das siderúrgicas, tendo em vista a deterioração dos resultados financeiros das empresas do setor, diante dos elevados custos de produção num ambiente de forte competição com material importado.

1.2. O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA

A importância central de se estudar o balanço entre oferta e demanda do setor siderúrgico no período de 1955 a 2010 neste trabalho, é verificar o comportamento dessas curvas e elaborar a previsão de demanda para os próximos 10 anos. É fato que a intensificação da integração econômica e produtiva mundial gera agilidade na comercialização entre os países, o que é verificado neste estudo na oscilação da participação das importações na demanda em detrimento das vendas internas das usinas domésticas. Então, é fundamental que as usinas nacionais elaborem planos de investimentos para aumentar a competitividade do complexo siderúrgico, tendo como base as perspectivas de crescimento da economia e da demanda de aço, já que o dinamismo do ambiente empresarial tem exigido a antecipação do comportamento do mercado para auxiliar a tomada de

decisões estratégicas. Nesse contexto, os métodos de previsão tornam-se ainda mais relevantes como parte integrante das ferramentas do processo de planejamento estratégico das empresas, principalmente nas indústrias de base, como a siderurgia, em que os investimentos demandam elevado prazo entre tomada de decisão e *start up* dos investimentos.

1.3. OBJETIVOS

1.3.1. Objetivo geral

O presente artigo pretende elaborar a previsão para os próximos 10 anos da demanda de aço brasileira, a partir do padrão de comportamento do balanço entre oferta e demanda do setor siderúrgico brasileiro e sua relação com o crescimento econômico brasileiro, medido pelo Produto Interno Bruto (PIB) durante o período de 1955 a 2010.

1.3.2. Objetivos específicos

Neste trabalho pretende-se:

- Estimar um modelo de vetores autoregressivos (VAR) para previsão para demanda brasileira de aços, considerando as defasagens do crescimento econômico do país medido pelo produto interno bruto (PIB);
- Verificar se os planos de investimentos em expansão de capacidade do setor siderúrgico convergem para a projeção da demanda de aço;
- Analisar o recente comportamento da oferta e demanda brasileira de aço resultante da maior entrada de material importado e os seus impactos sobre as intenções de investimentos no setor.

2. METODOLOGIA

Os modelos de previsão para séries temporais podem ser estimados a partir de métodos univariados e multivariados, nos quais as previsões dependem dos valores passados das séries. Por outro lado, têm-se os modelos causais em que a previsão de uma variável depende da variação de outras variáveis. Já os modelos de vetores autoregressivos (VAR), propostos por SIMS (1980), caracterizam modelos dinâmicos, nos quais as variáveis são tratadas como endógenas ao modelo, ou seja, surgiram com o intuito de reduzir o número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. É composto por sistemas de equações simultâneas que capturam a existência de relações de interdependência entre variáveis que permitem avaliar o impacto de choques estocásticos sobre determinada variável do sistema, a partir da ordenação causal com base em argumentos teóricos e conhecimento da natureza das relações entre as variáveis. (CAVALCANTI, 2010).

Os benefícios dos modelos de vetores autoregressivos estão relacionados à inexistência da necessidade de especificar as variáveis endógenas e exógenas, dado que todas são *a priori* consideradas endógenas ao modelo. Além disso, quando comparado aos modelos univariados, apresentam estrutura mais rica, que capturam melhor o comportamento dos dados. E por fim, as previsões são geralmente melhores que os modelos estruturais tradicionais. Entretanto, a maior dificuldade da análise teórica dos modelos, o critério para determinação do número de defasagens ideal para base de dados, a quantidade de parâmetros estimados e a necessidade em trabalhar com séries estacionárias são algumas desvantagens do modelo VAR (BROOKS, 2008). Ressalta-se o modelo de vetor de correção de erros (VECM), que é uma versão mais completa do VAR, já que permite estimar uma relação de longo prazo entre séries não estacionárias, desde que as mesmas sejam cointegradas.

2.1. Teste de estacionariedade

Na economia, a maioria das séries apresenta comportamento não estacionário, isto é, média e variância não são constantes ao longo do tempo. Entretanto, a utilização de séries não estacionárias pode resultar em estatísticas de testes e preditores não confiáveis, além de uma regressão aparentemente significativa a partir de dados não relacionados, isto é, uma regressão espúria (HILL, GRIFFITHS e JUDGE, 2006). Para confirmar o caráter da série, realiza-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), no qual obtém-se a estatística de Dickey – Fuller. O valor obtido é comparado com o valor tabelado de Dickey – Fuller. Assim, se o valor absoluto da estatística ADF é menor que os valores críticos absolutos para cada nível de significância, rejeita-se a hipótese nula de que existe raiz unitária.

O teste desenvolvido por Phillips e Perron em 1988, também é utilizado para verificar se a variável tem uma raiz unitária e, no caso em que há evidências de existência de quebras estruturais, apresenta resultado relativamente melhor se comparado ao teste ADF. O teste difere do ADF, visto que supõe a correlação entre os erros, e que são possivelmente heterocedásticos.

2.2. Número de defasagens

A definição do número de defasagens a serem consideradas na estimação do modelo VAR pode ser realizada por testes de critérios de informação, tais como Akaike Information Criterion, Final Prediction Error, Schwarz Bayesian Criterion e Hannan-Quinn Criterion, nos quais o número ótimo de defasagens é definido. Outro teste utilizado é o teste de exclusão de defasagens que considera a estatística de Wald.

2.3. Teste de cointegração

Apesar de grande parte das séries temporais econômicas apresentarem comportamento não estacionário, elas podem se mover juntas ao longo do tempo, isto é, as séries podem estar vinculadas a algum relacionamento de longo prazo BROOKS (2008). Se um conjunto de variáveis são integradas de ordem 1, mas a combinação linear entre elas é estacionária, as séries são então cointegradas, portanto, uma regressão dessas variáveis não apresenta resultados espúrios, e a relação é causada por um termo de tendência que é comum às variáveis. Assim tem-se uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries que não exige processo de diferenciação. Para testar se a combinação linear entre as variáveis não estacionárias é estacionária, pode-se utilizar o teste de cointegração de Johansen, que busca as combinações lineares que são as mais estacionárias além de definir o número de relações de cointegrações, no qual a hipótese nula é de que não existe cointegração entre as séries.

2.4. Variáveis *dummy*

As séries temporais podem ainda apresentar eventos inesperados em um dado instante de tempo, tais como, mudanças políticas e crises econômicas, que podem afetar temporariamente ou permanentemente a série em estudo. A ocorrência desses eventos pode resultar em observações discrepantes que são inconsistentes com os demais valores das séries. Ou seja, esses valores atípicos ou *outliers* podem dificultar na identificação correta do modelo que melhor se ajusta à base de dados em estudo. Um método simples para incorporar esses eventos no modelo é incluir variáveis binárias anuais. Pode-se incluir nos modelos as variáveis binárias dos tipos degrau e impulso. Na função degrau, o efeito da intervenção é permanente após o instante de tempo que considera a *dummy*, e temporário no caso da variável *dummy* impulso. Dessa forma, quando o instante de tempo de ocorrência dos valores atípicos é conhecido, pode-se utilizar a análise de intervenção para modelar o efeito de tal ocorrência.

2.5. Modelo de vetores autoregressivos

Os modelos de vetores autoregressivos de ordem k , VAR(k), são um híbrido de séries temporais univariadas e equações simultâneas, e pertencentes à classe dos modelos lineares multivariados.

Para desenvolvimento dos modelos de vetores autoregressivos, as seguintes hipóteses são formuladas:

- (i) As variáveis que compõe o vetor são estacionárias;
- (ii) Os choques aleatórios são ruído branco com média zero e variância constante; $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma)$
- (iii) Os choques são ruído branco não autocorrelacionados; $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_i)$ para $i \neq j$.

Considerando um vetor de variáveis representados por $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}, \dots, Y_{nt}]$, a forma reduzida do modelo VAR (k) ($g = i$) pode ser descrito conforme equações abaixo

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11} Y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k} Y_{1t-k} + \alpha_{11} Y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k} Y_{2t-k} + u_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21} Y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k} Y_{2t-k} + \alpha_{21} Y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k} Y_{1t-k} + u_{2t} \end{aligned} \quad (\text{Equação 1})$$

Em que,

k = número de defasagens;

g = número de equações no sistema, uma para cada g variável;

$E(u_{it}) = 0$, ($i=1,2,3,\dots$) e

$E(u_{1t}u_{2t}) = 0$.

Na forma matricial tem-se:

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

(Equação 2)

O modelo pode ser expandido para incluir g variáveis e k defasagens, usando a seguinte notação

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_k Y_{t-k} + u_t$$

$g \times 1 \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times g \quad g \times 1 \quad g \times 1$

(Equação 3)

O VAR pode ser descrito na forma matricial, semelhante à forma estrutural de equações simultâneas, e os parâmetros estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS)

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{12} & 0 \\ 0 & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{2t} \\ Y_{1t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

(Equação 4)

A partir da Eq.4 os termos contemporâneos podem ser escritos como

$$\begin{pmatrix} 1 & -\alpha_{12} \\ -\alpha_{22} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

(Equação 5)

No entanto, na Eq.4, a forma estrutural do VAR não é identificada, logo, impõe-se a restrição de que um dos termos contemporâneos α_{11} ou α_{21} da Eq.5 é igual a zero, para obter um sistema triangular válido de equações estimadas. Ainda segundo BROOKS (2008), a escolha de onde aplicar a imposição deve ser definida com bases teóricas sobre os dados. Por exemplo, se a teoria sugere que o valor atual de Y_{1t} deve afetar o valor atual de Y_{2t} , mas não o contrário, $\alpha_{12} = 0$, e assim por diante. O modelo pode ainda ser expandido para o caso em que inclui termos de primeira diferença e relações de cointegração.

No modelo VAR, todas as variáveis são endógenas e dependem das próprias defasagens e das defasagens das demais variáveis do sistema, logo, a escolha da ordem de defasagens do VAR é arbitrária. Por um lado, é desejável incluir o maior número possível de defasagens, de modo a evitar a imposição de restrições falsas sobre a dinâmica do modelo. Por outro lado, quanto maior a ordem de defasagens, maior o número de parâmetros a serem estimados

consequentemente, menos graus de liberdade para a estimação. O número de defasagens pode ser definido pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (SBIC) e Hannan-Quinn (HQIC), critérios esses que não dependem da pressuposição de normalidade da distribuição dos erros. O número de defasagens escolhido é o menor resultante de um dado critério.

Identificada a ordem do modelo VAR (k), o número de parâmetros estimado será $(g + kg^2)$, ou seja, um sistema com $g=3$ variáveis e $k=2$ defasagens terá 21 parâmetros estimados. Em amostras pequenas, nos resultados pode-se verificar elevados erros padrão e intervalo de confiança com amplitude alta.

O grande número de parâmetros envolvidos dificulta a interpretação dos resultados dos coeficientes estimados. Nota-se também que algumas variáveis defasadas podem apresentar mudança de sinal complicando a visualização do efeito que uma determinada variação de uma variável teria sobre os valores futuros das variáveis no sistema. Assim, torna-se fundamental a análise de três conjuntos de estatísticas: testes de significância de bloco, respostas de impulso decomposição da variância.

2.5.1. Teste de Causalidade

Segundo BROOKS (2008), o teste de causalidade permite verificar se as defasagens de uma variável entram como regressores na equação de outra variável e se são estatisticamente significativas, logo, reduz a arbitrariedade da escolha da ordenação causal das variáveis, já que utiliza métodos estatísticos. Numa regressão, a análise da relação das variáveis não implica existência de relação causal entre as variáveis. A partir do teste de causalidade de Granger pode-se inferir que a série Y_1 precede Y_2 , ou Y_2 precede Y_1 , ou se há bicausalidade entre Y_1 e Y_2 . Entretanto, o teste pressupõe que o futuro não pode causar nem o passado, nem o presente. Assim, o objetivo do teste é verificar:

- (i) Y_1 causa Granger Y_2 : defasagens em Y_1 devem ser significativas nas equações de Y_2 . Tem-se a causalidade unidirecional de Y_1 para Y_2 ;

- (ii) Y_2 causa Granger Y_1 : defasagens em Y_2 devem ser significativas nas equações de Y_1 . Tem-se uma causalidade unidirecional de Y_2 para Y_1 ;
- (iii) Y_1 causa Granger Y_2 e vice versa: ambos os conjuntos são significativos, caracterizando uma causalidade bidirecional;
- (iv) Y_1 e Y_2 ocorrem simultaneamente: nenhuma defasagem é estatisticamente significativa, as variáveis são, portanto, independentes;
- (v) Y_1 causa Granger Y_2 , mas o contrário não é válido: Y_1 é exógena a Y_2 .

Verifica-se então, que o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis Y_1 e Y_2 está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Vale destacar que, o termo causalidade não significa endogeneidade, mas é fundamental para analisar a relação causal das variáveis em modelos de vetores autoregressivos, já que estes incluem muitas defasagens, o que dificulta identificar o conjunto de variáveis que tem efeitos significativos em cada variável endógena.

2.5.2. Função impulso resposta e decomposição da variância

Conforme BROOKS (2008), os testes de causalidade e os testes F de significância conjunta sugerem as variáveis do modelo que tem impactos estatisticamente significativos sobre os valores futuros de cada variável do sistema. No entanto, não são capazes de explicar o sinal da relação entre as variáveis e/ou o tempo que dura o efeito de cada choque nas variáveis. A análise das funções impulso resposta e da decomposição da variância do VAR permitem investigar a relação dinâmica que existe entre as variáveis, isto é, se mudanças em uma variável tem impactos negativos ou positivos nas demais, e o tempo que o efeito leva para ser incorporado.

Assim, a análise da função impulso resposta traça a capacidade de resposta das variáveis dependentes aos choques a cada uma das variáveis. O procedimento considera que para cada variável de cada equação, um choque unitário é aplicado ao erro, e são verificados os efeitos dos choques sobre o

sistema VAR ao longo do tempo. Assim, o total de respostas ao impulso é igual a g^2 , em que g é o número de variáveis. Ou seja, elaboram-se inferências estruturais sobre o sistema, no qual suposições sobre a estrutura causal dos dados em estudo são impostas, e os impactos decorrentes desses choques são analisados. O choque desaparece gradualmente desde que seja um sistema estável. Este resultado pode ser representado graficamente em relação aos efeitos (respostas) em Y_{1t} e Y_{2t} . Cabe observar que, como o choque unitário é no resíduo de Y_{1t} , o efeito em Y_{2t} é sempre zero, uma vez que a variável Y_{1t-1} tem coeficiente zero na equação para Y_{2t} . Mostrando que o efeito tende a se dissipar. O mesmo princípio se aplica a modelos VAR com mais equações e defasagens.

Já a decomposição de variância dos erros de previsão considera a proporção dos movimentos numa série em virtude de seu próprio choque inicial em contraposição a choques nas outras variáveis. Um choque na i -ésima variável afetará esta variável, mas também será transmitida para as outras variáveis no sistema através da estrutura dinâmica do VAR. Assim, a decomposição da variância determina o quanto da variância do erro de previsão s passos à frente de uma variável específica é explicado pelas inovações em cada uma das variáveis explicativas para ($s = 1, 2, \dots$). Na prática, é usual observar que os choques da série analisada explicam a maior parte da variância do erro de previsão da série no VAR.

2.5.3. Previsão

Como método de previsão, o modelo de vetores autoregressivos, isto é, um modelo de séries temporais com variáveis explicativas, apresenta resultados interessantes, uma vez que é estimado a partir de um conjunto de equações, no qual todas as variáveis são consideradas como endógenas ao sistema, ou seja, nesses modelos são examinadas as relações lineares entre cada variável e os seus valores defasados, assim como das demais variáveis. É uma ferramenta de previsão estatística, já que os testes determinam a seleção das variáveis, bem como o número de defasagens, ou seja, a previsão é realizada com o mínimo de

interferência do pesquisador. Segundo CROMPTON (1999) os modelos autoregressivos bayesianos também apresentam desempenho relevante como ferramenta de previsão, além de permitir maior flexibilidade ao pesquisador.

Destaca-se ainda segundo CROMPTON (1999) apud IISI, o conceito de intensidade de uso ($IU_t = D_t / PIB_t$), uma relação empírica normalmente definida como toneladas de metal consumida por unidade de produto interno bruto, já que no curto prazo apresenta relativa instabilidade. Em geral, espera-se que em períodos de baixo crescimento econômico a demanda por aço seja reduzida. Além disso, economias avançadas aumentam a intensidade de uso, em função da elevação das despesas com investimentos em percentual do PIB.

Segundo BROOKS (2008), a avaliação do desempenho do modelo pode ser examinada com base nas previsões dinâmicas ou estáticas. No primeiro caso, a projeção para observações subsequentes da variável Y utiliza os valores projetados de Y s passos à frente, ao contrário dos valores observados, ou seja, é uma previsão de multiperíodos, já que usa a previsão da variável defasada calculada recursivamente. Já a previsão estática requer que as observações das variáveis exógenas e endógenas defasadas estejam disponíveis para todo o período do horizonte de projeção, para isso divide-se a base de dados em período amostral, aquele utilizado para seleção e estimação do modelo, e período de validação, no qual se realizam as projeções com o modelo e comparam-se os resultados.

3. DADOS, SOFTWARES E RESULTADOS

Antes de apresentar os resultados, faz-se necessária uma breve discussão acerca das variáveis utilizadas. Os dados são anuais do período entre 1955 a 2010, e na TAB2, tem-se um resumo das fontes utilizadas.

Tabela 2 Fonte e dados utilizados

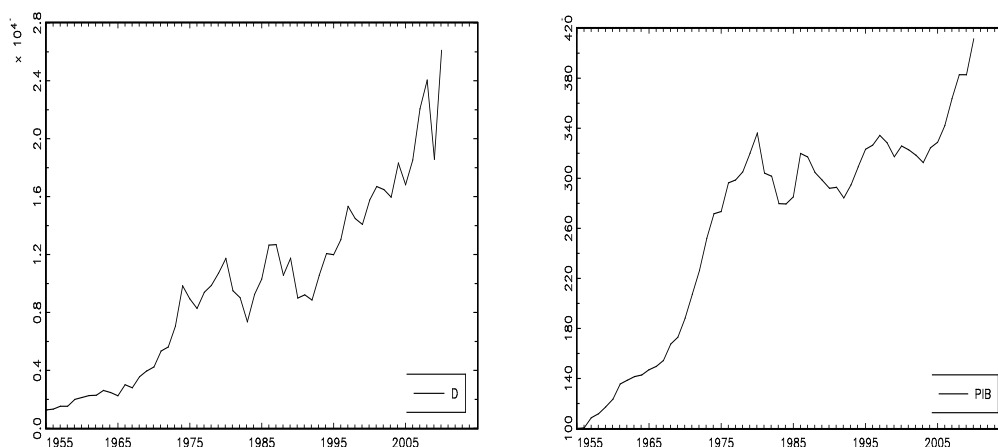
	<i>Variável</i> (séries anuais 1955 a 2010)	<i>Unidade</i>	<i>Fonte</i>
O	Oferta brasileira de aço	Mil toneladas	Instituto Aço Brasil
D	Demanda brasileira de aço	Mil toneladas	Instituto Aço Brasil
VI	Vendas internas brasileira de aço	Mil toneladas	Instituto Aço Brasil
PIB	Produto interno bruto brasileiro	Índice (base 100: 1955)	Banco Central do Brasil

Para análise das 56 observações utilizou-se como software o JMulti versão 4.24, MINITAB 14 e EVIEWS 5.0.

Fundamentada nas séries demanda de aço e PIB, pretende-se realizar uma previsão para os 10 (dez) períodos seguintes, por meio do modelo de vetores autoregressivos irrestrito. Para tal, divide-se a base de dados em dois períodos, sendo o período amostral (1955 a 2000) e o período de validação (2001 a 2010) aqueles a serem utilizados para previsão estática.

A partir da FIG1, observam-se evidências de que as séries sejam não estacionárias. Testes como raiz unitária e análise do correlograma serão avaliados para confirmar o comportamento das séries no período amostral. Destaca-se ainda a tendência não linear de crescimento no longo prazo das séries ao longo do período analisado.

Figura 1 Séries temporais da demanda de aço e do PIB - Período 1955 a 2010



Fonte: Resultados da Pesquisa.

3.1. Período Amostral – 1955 a 2000

Na TAB3, têm-se as principais estatísticas descritivas das séries para o período amostral. A série demanda de aços planos (D) varia em torno de um valor médio de 7.683 mil toneladas, com desvio padrão de 4.423 mil toneladas, além disso, é assimétrica à esquerda com coeficiente (-0,03), com grau de achatamento em relação à distribuição normal de -1,28, ou seja, menos apontada que a distribuição normal. Destaca-se que a série do índice do PIB apresenta maior homogeneidade que a série de demanda de aço, já que possui menor coeficiente de variação, isto é, tem menor grau de dispersão.

Tabela 3 Resumo das estatísticas descritivas 1955 a 2000

	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Coefficiente Variação</i>	<i>Assimetria</i>	<i>Curtose</i>
D	7.683	8.961	4.423	57,57	-0,03	-1,28
PIB	241,4	283	81,7	33,82	-0,54	-1,41

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir da análise dos histogramas e dos testes de normalidade disponíveis no ANEXO A1, rejeita-se a hipótese nula de que os dados seguem

distribuição normal ao nível de significância de 5%, já que o p-valor é menor que o nível de significância considerado.

Além disso, as evidências de não estacionariedade identificadas na FIG1, assim como nos correlogramas, ANEXO A1, podem ser confirmadas a partir dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado e de Phillips-Perron. Conforme TAB4 e TAB5 não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária para as séries demanda e aço e índice do PIB anuais em nível, visto que tanto nos casos de presença de constante, constante e tendência linear, bem como na ausência de constante e tendência, o p-valor do teste indicou percentual significativo (superior a 5%), de modo que foi necessário admitir a ausência de estacionariedade para todas as séries.

Tabela 4 Resultados do teste de raiz unitária (ADF) - Dados em nível

	<i>Com constante</i>		<i>Com constante e tendência</i>		<i>Sem constante e tendência</i>	
	<i>t-Statistic</i>	<i>p-valor</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>p-valor</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>p-valor</i>
D	-0,5256	0,8764	-2,6287	0,2702	1,3261	0,9513
PIB	-1,5206	0,5142	-0,8773	0,9497	2,1007	0,9905

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 5 Resultados do teste de raiz unitária (PP) - Dados em nível

	<i>Com constante</i>		<i>Com constante e tendência</i>		<i>Sem constante e tendência</i>	
	<i>Adj. t-Stat</i>	<i>p-valor</i>	<i>Adj. t-Stat</i>	<i>p-valor</i>	<i>Adj. t-Stat</i>	<i>p-valor</i>
D	-0,4494	0,8914	-2,6971	0,2427	1,4654	0,9627
PIB	-1,4463	0,5512	-1,1629	0,9060	1,5495	0,9684

Fonte: Resultados da pesquisa.

Sendo assim, adotou-se como resultado a necessidade de diferenciação das séries, e os resultados dos testes das séries diferenciadas estão descritos na TAB6 e TAB7, a partir da qual se rejeita a hipótese nula de que exista raiz unitária nas

séries com primeira diferença. No ANEXO A2 encontram-se os testes de normalidade e correlogramas das variáveis em primeira diferença.

Tabela 6 Resultados do teste de raiz unitária (ADF) - Dados em primeira diferença

	<i>Com constante</i>		<i>Com constante e tendência</i>		<i>Sem constante e tendência</i>	
	<i>t-Statistic</i>	<i>p-valor</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>p-valor</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>p-valor</i>
D	-6,7878	0,0000	-6,7184	0,0000	-6,3478	0,0000
PIB	-5,0229	0,0002	-5,1499	0,0007	-4,4535	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 7 Resultados do teste de raiz unitária (PP) - Dados em primeira diferença

	<i>Com constante</i>		<i>Com constante e tendência</i>		<i>Sem constante e tendência</i>	
	<i>Adj. t-Stat</i>	<i>p-valor</i>	<i>Adj. t-Stat</i>	<i>p-valor</i>	<i>Adj. t-Stat</i>	<i>p-valor</i>
D	-8,8467	0,0000	-6,7712	0,0000	-6,3476	0,0000
PIB	-5,0229	0,0000	-5,1346	0,0007	-4,3896	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Vale destacar ainda que geralmente qualquer combinação linear de duas séries integradas de ordem 1 também será I(1). No entanto, se existir alguma combinação linear entre duas séries temporais que seja I(0), existirá cointegração entre essas duas séries. Dessa forma, considerando que as séries são integradas de ordem (1), tem-se a necessidade de avaliar a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para tal, realiza-se o teste de cointegração de Johansen, com o intuito de identificar o número de vetores de cointegração necessários ao sistema.

Antecedendo o teste de cointegração, modela-se um VAR das variáveis diferenciadas para determinar o número de defasagens a ser utilizado. Todos os critérios de informação (AIC, Final Prediction Error e Hannan-Quinn) com

constante convergiram para necessidade de duas defasagens para elaboração do teste de cointegração de Johansen. A partir da TAB8, não se rejeita a hipótese nula de que não existe vetor de cointegração, visto que o p-valor é maior que o nível de significância de 5%.

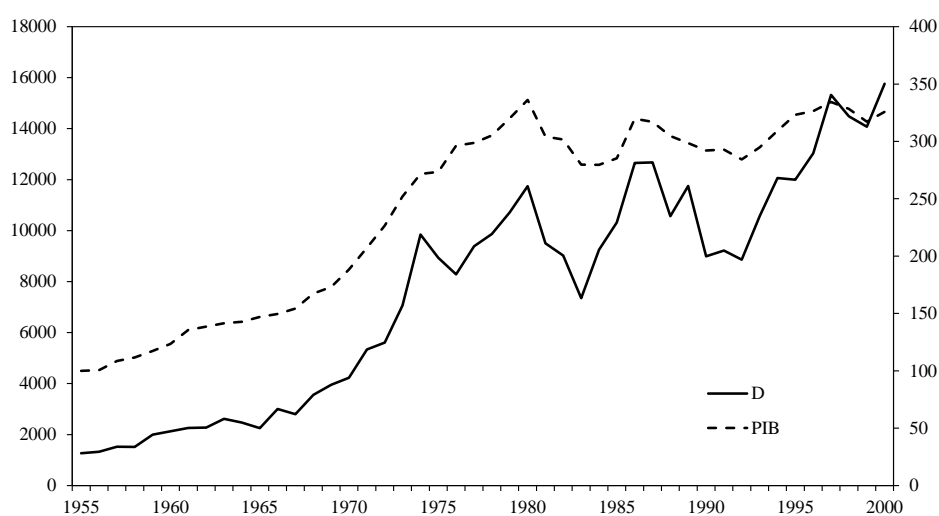
Tabela 8 Teste de Cointegração de Johansen para D e PIB

<i>Número de vetores de cointegração</i>	<i>Com constante</i>		<i>Com constante e tendência</i>	
	<i>LR</i>	<i>p-valor</i>	<i>LR</i>	<i>p-valor</i>
Nenhuma	13.79	0.3111	14.12	0.6522
No máximo 1	3.53	0.4974	3.14	0.8492

Fonte: Resultados da pesquisa.

Portanto, as séries não apresentam um equilíbrio de longo prazo. A ausência de cointegração das séries no período amostral pode ser identificada também na FIG2, já que a diferença entre as séries oscila no longo prazo, principalmente em observações discrepantes como na década de 80 e final da década de 90, períodos esses marcados por retração da economia brasileira.

Figura 2 Séries temporais da demanda de aço e do PIB – Período Amostral 1955 a 2000



Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: D (mil toneladas); PIB (Número índice).

Sendo assim, o próximo passo é estimar um modelo de vetores de autoregressivos (VAR) com as séries diferenciadas. Conforme ANEXO A3, as séries transformadas, com o intuito de estabilizar a variância, resultaram em dados mais simétricos. Logo, devem-se utilizar as séries transformadas em primeira diferença para estimar o modelo VAR. A partir de então, as variáveis estacionárias em primeira diferença e transformadas do período amostral foram renomeadas para D_log_d1 e PIB_log_d1. Em seguida, volta-se para a estimação do VAR para testar o comportamento das variáveis.

Realiza-se o teste de exclusão de defasagens, conforme TAB9, a partir do qual se determina a exclusão das defasagens 3 a 8 do modelo VAR.

Tabela 9 Teste de Wald para exclusão das defasagens

	D_log_d1	PIB_log_d1	Conjunto
Defasagem 1	6.076779 [0.047912]	8.845952 [0.011998]	16.34004 [0.002595]
Defasagem 2	1.583571 [0.453035]	1.488501 [0.475090]	7.970672 [0.092658]
Defasagem 3	1.709612 [0.425366]	1.886172 [0.389424]	2.236017 [0.692441]
Defasagem 4	0.798430 [0.670847]	0.828314 [0.660897]	3.491790 [0.479128]
Defasagem 5	0.565436 [0.753732]	1.172209 [0.556491]	1.250069 [0.869788]
Defasagem 6	1.222961 [0.542547]	1.830024 [0.400512]	2.492493 [0.645980]
Defasagem 7	1.400622 [0.496431]	0.010753 [0.994638]	2.596224 [0.627492]
Defasagem 8	0.802782 [0.669388]	0.104039 [0.949310]	2.103641 [0.716704]
df	2	2	4

Fonte: Resultados da pesquisa. Em colchetes o p-valor.

Em seguida na TAB10, realiza-se o teste de causalidade, no qual verifica-se que as variações na demanda de aço precedem as variações no PIB, ou seja, a demanda de aço é um indicador antecedente do PIB.

Tabela 10 Teste de Causalidade de Granger

<i>Hipótese Nula</i>	Estatística do Teste	Prob.	Resultado*
PIB_log_d1 não causa no sentido de Granger a D_log_d1	2.03084	0.14522	Não Rejeita
D_log_d1 não causa no sentido de Granger a PIB_log_d1	3.37832	0.04463	Rejeita

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Teste realizado com duas defasagens. n=43.

Feito isso, um modelo de vetores autoregressivos com duas defasagens das variáveis diferenciadas e transformadas em logaritmo da demanda de aço e índice do PIB com constante foi testado, e os resultados descritos no ANEXO A4 levam à necessidade de incluir variável *dummy* impulso para o ano de 1966, 1981 e 1983, já que foram anos atípicos nas séries em análise, sendo o primeiro marcado por forte crescimento na demanda e produção de aço que além da expansão deslocaram as importações. Enquanto os anos de 1981 e 1983 foram marcados por forte retração econômica e da demanda de aço resultante da crise do petróleo. Os resultados encontram-se na TAB11.

Tabela 11 Estimativa do Modelo VAR: Forma reduzida

	D_log_d1	PIB_log_d1
D_log_d1(-1)	-0.345 (0.197) {0.079}*	0.038 (0.054) {0.484}
PIB_log_d1(-1)	1.243 (0.581) {0.032}*	0.263 (0.158) {0.096}*
D_log_d1(-2)	-0.054 (0.192) {0.780}	0.149 (0.052) {0.004}*
PIB_log_d1(-2)	-0.132 (0.597) {0.826}	-0.144 (0.163) {0.376}
I ₆₆	0.161 (0.134) {0.230}	0.006 (0.037) {0.862}
I ₈₁	-0.287 (0.128) {0.025}*	-0.138 (0.035) {0.000}*
I ₈₃	-0.293 (0.143) {0.040}*	-0.071 (0.039) {0.069}*
CONST	0.057 (0.026) {0.028}*	0.017 (0.007) {0.017}*
R-squared	0.330361	0.551245
F-statistic	2.466710	6.141940

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: Desvio padrão entre parênteses e p-valor entre chaves. (*) defasagens estatisticamente significativas. n = 43

Os resultados indicam a própria variação da demanda de aço (D_log_d1) na primeira defasagem significativa para explicar as variações no comportamento da demanda de aço. O mesmo ocorre em relação à variável PIB, ou seja, a variação do PIB do período anterior ainda tem efeitos sobre a demanda de aço no período atual. Quanto aos resultados da segunda equação, em que a variável PIB é a variável a ser explicada, verifica-se que sua própria variação na primeira defasagem e a variação da demanda na segunda defasagem é significativa para explicar as variações do PIB. No que se referem às variáveis *dummy*, essas são estatisticamente significativas nas duas equações estudadas, já que capturam

efeitos nas séries da forte retração econômica que afetaram demanda por aço e o PIB, exceto a *dummy* do ano de 1966.

O modelo VAR pode ser descrito na forma estrutural conforme EQ6, em que u_1 e u_2 são os erros do modelo

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{c} \left| \begin{array}{l} D_PA_log_d1 \\ PIB_PA_log_d1 \end{array} \right| \\ = \end{array} \\
 \begin{array}{c} \left| \begin{array}{cc} -0,345 & 1,243 \\ 0,038 & 0,263 \end{array} \right| \\ * \end{array} \\
 \begin{array}{c} \begin{array}{c} \left| \begin{array}{l} D_PA_log_d1 \\ PIB_PA_log_d1 \end{array} \right| \\ + \end{array} \\
 \begin{array}{c} \left| \begin{array}{cc} -0,054 & -0,132 \\ 0,149 & -0,144 \end{array} \right| \\ * \end{array} \\
 \begin{array}{c} \begin{array}{c} \left| \begin{array}{l} D_PA_log_d1 \\ PIB_PA_log_d1 \end{array} \right| \\ + \end{array} \\
 \begin{array}{c} \left| \begin{array}{cccc} 0,161 & -0,29 & -0,29 & 0,057 \\ 0,006 & -0,14 & -0,07 & 0,017 \end{array} \right| \\ \begin{array}{c} I66_{(t)} \\ I81_{(t)} \\ I83_{(t)} \\ CONST \end{array} \end{array} \\
 \left| \begin{array}{l} u1(t) \\ u2(t) \end{array} \right|
 \end{array}
 \end{array}
 \begin{array}{c}
 (t-1) \qquad \qquad \qquad (t-2)
 \end{array}
 \end{array}$$

(Equação 6)

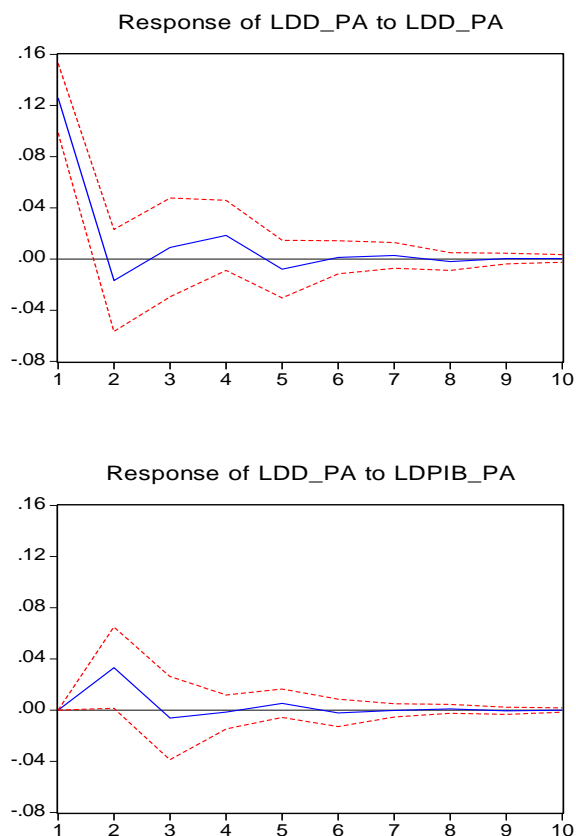
Com base no modelo estimado, cerca de 33% da variação da demanda de aço do período amostral é explicada pelos movimentos dos seus próprios valores defasados, das *dummies* e dos valores defasados do produto interno bruto. Para confirmar a confiabilidade do modelo estimado, os testes de normalidade dos resíduos do VAR e estabilidade do modelo VAR são apresentados no ANEXO A6, nos quais se verifica que os resíduos além de ruídos brancos tem probabilidade em torno de 30% de que sejam normais. Segundo o teste de estabilidade do VAR, conclui-se que o modelo satisfaz a condição de estabilidade, já que todas as suas raízes encontram-se dentro do círculo unitário. Logo, após a estimação do modelo e realização dos testes complementares pode-se interpretar o modelo VAR com base na análise impulso resposta e decomposição da variância.

Como destacado, a análise do instrumental impulso resposta tem como objetivo visualizar a resposta de uma determinada variável a um choque. Se duas variáveis estão correlacionadas no tempo, de tal forma que exista uma relação estável entre ambas espera-se que um choque sobre uma das variáveis se propague sobre a outra variável. Este choque é chamado de inovação ou impulso. Dessa forma, a função impulso resposta mostra a transferência de variabilidade entre as séries analisadas. Na FIG3, as respostas da variação da demanda de aços (D_log_d1) à variação do produto interno bruto (PIB_log_d1) tem um sinal

positivo nos primeiros dois anos e, no quinto ano, mas o último em menor amplitude. Posteriormente, uma estabilização em seu comportamento.

Figura 3 Resposta da Demanda de aço a choques nas variáveis do VAR

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: PA - Período amostral.

No que se refere aos movimentos da demanda de aço em reação a choques em si mesma, a demanda responde durante o período de cinco anos, oscilando entre efeitos positivos e negativos. Diante dos resultados da função de impulso resposta, as oscilações observadas são pouco conclusivas sobre as respostas da variável dependente, a saber, variação da demanda de aço a choques da variável PIB. Desse modo, a análise da decomposição da variância sobre os erros de previsão permite quantificar o peso da variável explicativa na determinação da variância do erro de previsão da variável explicada, ao longo de um determinado período de tempo. As estimativas estão disponíveis na TAB12.

Tabela 12 Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da Demanda de Aço

Período	Desvio Padrão	Proporção da variância	
		D_log_d1	PIB_log_d1
1	0.125845	100.00	0.00
2	0.131219	93.61*	6.39
3	0.131682	93.43	6.57
4	0.132983	93.54	6.46
5	0.133326	93.42	6.58
6	0.133350	93.39	6.61
7	0.133379	93.40	6.60
8	0.133397	93.39	6.61
9	0.133399	93.39	6.61*
10	0.133400	93.39	6.61

Fonte: Resultados da pesquisa. (*) Indica valores máximos.

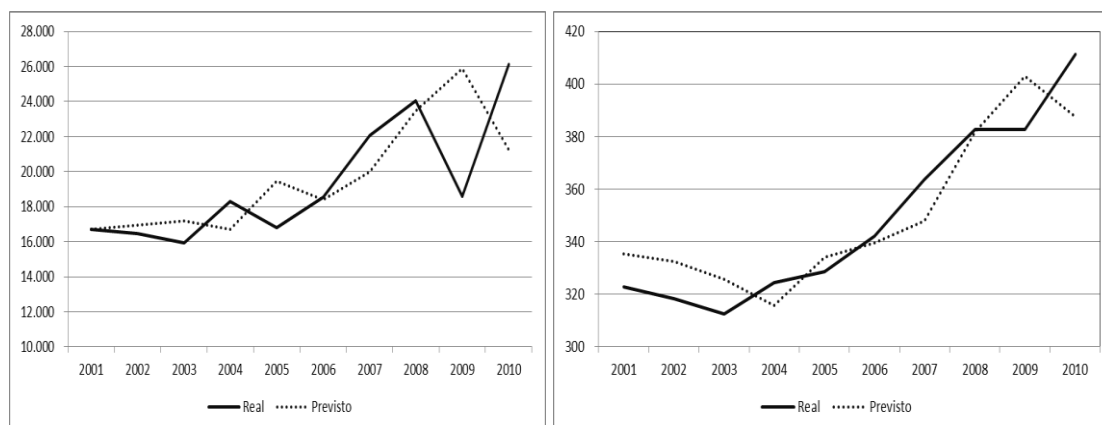
Conforme TAB12, a decomposição da variância estabelece que grande parte da variância na demanda de aço se dá primeiramente, devido a choques próprios, explicando 93,6% dos movimentos da demanda no segundo período. Ou seja, decorridos dois anos após um choque não antecipado sobre a demanda de aço, aproximadamente 93,6% de seu comportamento decorre dela própria e apenas 6,4% é atribuído ao produto interno bruto.

3.2. Período de validação – 2001 a 2010

O próximo passo é realizar a previsão estática do período de validação (2001 a 2010), a partir do modelo estimado de vetores autoregressivos para o período amostral (1955 a 2000). Conforme FIG4, as previsões acompanham relativamente bem os dados do período de validação considerando o modelo estimado. Vale destacar que o período de validação é marcado por eventos que

resultarão nessa divergência entre período de validação e dados originais, logo a importância das variáveis *dummies* consideradas no modelo (I66 e I83) que terão impactos nos anos de 2009 e 2010.

Figura 4 Previsão do Período de Validação 2001-2010



a) Demanda de aço

b) PIB

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim, conclui-se que o modelo está adequado para base de dados em estudo, e, portanto será utilizado para previsão dos próximos dez anos dessas variáveis. Cada observação das variáveis endógenas defasadas é utilizada para previsão das observações dos dez passos à frente, conforme esperado numa previsão estática.

3.3. Previsão – 2011 a 2020

A partir dos resultados do modelo de vetores autoregressivos, verifica-se que a previsão de 10 passos a frente indicam a expectativa de crescimento médio de 7% ao ano da demanda brasileira de aço e 4% ao ano do PIB. Notoriamente, o crescimento da economia brasileira prevista se dará na faixa de expansão potencial do país sem gerar pressões inflacionárias. Mas soma-se ainda as perspectivas de investimentos públicos e privados em infraestrutura, bem como o crescimento da demanda por bens duráveis e semi-duráveis.

Em relação à oferta nacional prevista no setor siderúrgico, consideraram-se os projetos anunciados de expansão da capacidade de produção e laminação previstos para os próximos anos, tais como:

- (i) Aços Laminados do Pará (ALPA): projeto da empresa VALE para produção de aço bruto de 2,5 milhões de toneladas que serão destinados para produção de laminados planos;
- (ii) Companhia Siderúrgica de Ubu (CSU): projeto da empresa VALE para uma usina de placas com capacidade de produção de aço bruto de 5,0 milhões de toneladas;
- (iii) Companhia Siderúrgica de Pecém (CSP): projeto das empresas VALE e Dongkuk para produção de 3,0 milhões de toneladas de aço bruto para exportação de placas;
- (iv) Porto Açu: parceria entre Wisco e MMX para produção de 5,0 milhões de toneladas de aço bruto;
- (v) Ternium: projeto para produção de 5,6 milhões de toneladas de aço bruto;
- (vi) Russian e Monteiro (RAM): projeto para produção de 2,5 milhões de toneladas de aço bruto;
- (vii) Gerdau: expansão da capacidade de produção de aço bruto em 1,8 milhões de toneladas e 4,4 milhões em laminação (longos e planos);
- (viii) Usiminas: expansão da capacidade de produção de laminados planos em 2,3 milhões de toneladas;
- (ix) Arcelor e Berkaert: expansão de capacidade de produção de aço em 2,4 milhões de toneladas;
- (x) CSN: expansão na capacidade de produção de aços longos em 0,6 milhões de toneladas;
- (xi) Companhia Siderúrgica de Suape (CSS): investimento em laminação de aços planos de 1,0 milhão de toneladas;
- (xii) ArcelorMittal: expansão da capacidade de expansão de aços planos em 0,5 milhões de toneladas;
- (xiii) Simec: produção de 0,6 milhões de toneladas de aços longos.

Esses investimentos mais que dobrariam a capacidade atual de produção do setor siderúrgico no país no período entre 2011-2020, com oferta crescendo em média 7% ao ano. Entretanto, diante do cenário de deterioração das margens financeiras do setor e das incertezas em relação à taxa de penetração das importações, parte desses investimentos estão sendo reavaliados pelas empresas com probabilidade de serem postergados ou até mesmo cancelados. Logo, a oferta do setor siderúrgico cresceria 4% ao ano considerando a probabilidade de que 40% desses investimentos fossem cancelados, e 3% ao ano considerando a probabilidade de cancelamento de 80% dos investimentos previstos.

Assim, dada a expansão média de 7% ao ano esperada para demanda brasileira de aços no período, podem-se desenhar dois cenários para a siderurgia brasileira nos próximos anos, o primeiro no qual se teria uma forte redução na taxa de penetração das importações e outro de manutenção dos níveis atuais. Cada cenário impactaria de forma distinta as intenções de investimentos do setor, tendo em vista as perspectivas das vendas internas dadas pela demanda menos importações. Destaca-se ainda, que nesses cenários acredita-se como mais provável uma previsão para de taxa de câmbio relativamente desvalorizada quando comparado ao ano de 2010. As premissas para elaboração dos cenários estão descritas conforme itens abaixo e os resultados na TAB13:

- (i) Cenário A: as importações de aço, que atualmente estão em 15% da demanda, reduziriam a participação ao longo do tempo, convergindo para 5%, tendo em vista a redução do excesso de oferta mundial diante da recuperação das economias avançadas, taxa de câmbio relativamente desvalorizada e aumento da competitividade das usinas locais. Nesse cenário, com a maturação de todos os investimentos em aumento de produção previstos a oferta cresceria em média 7% ao ano, enquanto as vendas internas cresceriam em média 9% a.a., portanto, no longo prazo haveria redução do potencial de exportação do Brasil. Considerando a probabilidade de ocorrência de 60% das intenções de investimentos, a previsão é de desequilíbrio entre oferta e demanda interna que poderá

pressionar os preços do setor, assim como iniciativas de importações pelos consumidores.

(ii) Cenário B: as importações de aço se manteriam em 15% da demanda, tendo em vista a atratividade do crescimento econômico brasileiro, demorada recuperação das economias avançadas, redução na demanda chinesa, lento ajuste no balanço de oferta e demanda de aço mundial e dificuldades das usinas locais em competir com o material importado. Nesse cenário, com a maturação de todos os investimentos em aumento de produção previstos, o excedente exportável ficaria acima dos níveis históricos, e combinado com um cenário mundial pouco atrativo, poderia resultar em níveis elevados de ociosidade no setor siderúrgico no longo prazo. Considerando o crescimento da oferta de 4% ao ano, isto é, em que 60% das intenções de investimentos são efetivadas, o potencial de exportação estaria em torno de 30%, ou seja, dentro dos valores já observados no país, mas relativamente alto dada a competitividade relativamente inferior das usinas nacionais diante do mercado externo.

Destaca-se ainda, que ao considerar a probabilidade de que apenas 20% dessas intenções de investimentos sejam efetivadas, ou seja, oferta crescendo em média 3% ao ano e as vendas internas 9% ao ano no cenário A, e 7% ao ano no cenário B, é notória a pressão entre oferta e demanda nesses cenários já em 2019 no primeiro caso, e após o ano de 2020 no cenário em que as importações participam de 15% da demanda de aço conforme TAB13.

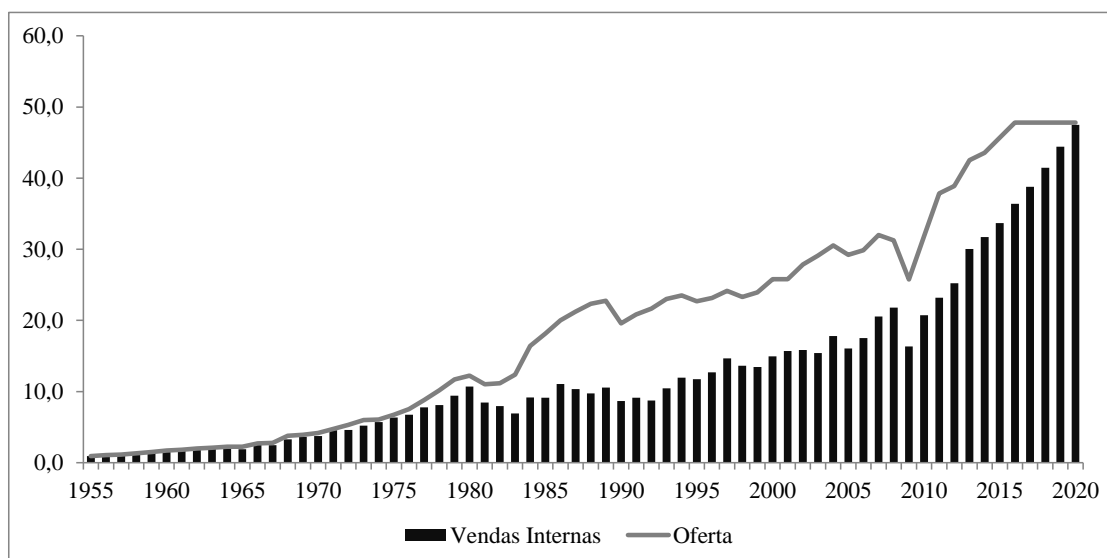
Tabela 13 Cenários da Siderurgia Brasileira – Laminados

Ano	Demanda	Oferta			Cenário A		Cenário B	
		a (100%)	b (60%)	a (20%)	% Importações	Vendas Internas	% Importações	Vendas Internas
2010	26,1	31,8	31,8	31,8	21%	20,7	21%	20,7
2011	27,3	37,9	37,9	37,9	15%	23,2	15%	23,2
2012	28	39,4	38,9	38,9	10%	25,2	15%	23,8
2013	31,6	44,8	42,5	40,4	5%	30	15%	26,9
2014	33,4	52,2	43,6	41,0	5%	31,7	15%	28,4
2015	35,4	58,4	45,7	41,0	5%	33,7	15%	30,1
2016	38,3	63,5	47,8	43,1	5%	36,4	15%	32,6
2017	40,8	63,5	47,8	43,1	5%	38,8	15%	34,7
2018	43,6	63,5	47,8	43,1	5%	41,4	15%	37,1
2019	46,8	63,5	47,8	43,1	5%	44,4	15%	39,8
2020	50,0	63,5	47,8	43,1	5%	47,5	15%	42,5
2011- 2020	7%	7%	4%	3%	-	9%	-	7%

Fonte: Resultados da pesquisa. Dados reais de 2010 – IABr. Nota: Em milhões de toneladas; Participação das importações de aços na demanda (%). Oferta dada conforme probabilidade de maturação dos investimentos previstos.

Então, considerando como cenário base aquele em que 60% dos investimentos anunciados para expansão de capacidade de produção de aço se efetivam, e aquele no qual a participação das importações convergem para 5% da demanda de aço, tem-se o balanço entre oferta e vendas internas de aços laminados, conforme GRAF1, no qual a partir do ano de 2020, se verifica um desequilíbrio entre oferta e demanda de aço. Logo, para manter a estratégia atual de atendimento ao mercado interno e exportação em torno de 30% da produção, as intenções de investimentos anunciadas estão em linha com as perspectivas de crescimento da demanda de aço e conseqüentemente das vendas internas.

Gráfico 1 Balanço da oferta e vendas internas de aços (milhões toneladas)



Fonte: Resultados da pesquisa.

4. CONCLUSÕES

O presente trabalho analisou o comportamento da oferta e demanda siderúrgica brasileira, a partir dos modelos de vetores autoregressivos (VAR) num sistema que relaciona demanda brasileira de aços e crescimento econômico do país, durante o período de 1955 a 2010. O intuito foi o de estimar um modelo VAR para previsão da demanda de aço dos próximos anos.

A metodologia de estimação das séries temporais com modelos VAR para demanda brasileira de aço laminado (planos, longos e semi acabados) e índice do crescimento do PIB, se mostrou adequada para que se alcançassem os objetivos propostos no presente estudo. Entretanto, deve-se destacar que a amostra é relativamente pequena para o período de previsão proposto, já que possui apenas 55 observações. Além das variáveis citadas foram incluídas no modelo as variáveis *dummies* de impulso para o ano de 1966, 1981 e 1983, com o intuito de incorporar alterações atípicas no ciclo econômico no período avaliado, variáveis essas que poderiam incorporar no período de validação as mudanças no final das séries de demanda de aço e PIB, já que a crise internacional de 2008 afetou o

comportamento dessas variáveis, fato esse não incorporado a *priori* no modelo estatístico.

Para o período amostral cerca de 33% da variação da demanda de aço do período amostral é explicada pelos movimentos dos seus próprios valores defasados, das *dummies* e dos valores defasados do produto interno bruto. O R^2 relativamente baixo apenas sinaliza que outras variáveis deveriam ser utilizadas em estudos, posteriores para prever de modo mais preciso o comportamento da demanda do aço.

Em relação à resposta da demanda de aço em relação a um choque no sistema VAR, verificou-se que tem sinal positivo nos dois primeiros anos quando ocorre um choque no PIB. No que se refere aos movimentos da demanda de aço em reação a choques em si mesma, a demanda responde durante o período de cinco anos, oscilando entre efeitos positivos e negativos. Além disso, pela análise decomposição da variância dos erros de previsão destaca-se que grande parte da variância na demanda de aço se dá primeiramente, devido a choques próprios, explicando 94% dos movimentos da demanda no segundo período.

Em relação ao desempenho do modelo para previsão, o resultado foi satisfatório, já que o período de validação se aproximou dos dados reais. Conforme resultados do VAR, espera-se um crescimento médio de 4% ao ano do produto interno bruto, dentro da faixa de expansão potencial esperada pelo mercado sem gerar pressões inflacionárias. Nesse contexto, a demanda de aço de deverá crescer 7% ao ano até 2020, ano esse em que a demanda de aços no Brasil seria em torno de 50 milhões de toneladas, ou seja, dobrando a demanda atual. Dessa forma, as intenções de investimentos anunciadas contribuirão para não desequilibrar o balanço entre oferta e demanda de aço nos próximos anos. No cenário A, isto é, aquele em que há redução da participação das importações para 5% do consumo, o país ainda teria potencial de exportação em torno de 30% considerando a maturação de todas as intenções de investimentos previstas. No entanto, deve-se ressaltar que apesar das perspectivas positivas, o recente excesso de capacidade mundial de aço e desaquecimento da economia global, que resultou em forte entrada de importados no Brasil diante do potencial de

crescimento desse país, poderá inviabilizar grande parte desses investimentos previstos no setor siderúrgico, no caso em que a taxa de penetração das importações se situe em 15% do consumo previsto, já que existe grande probabilidade de que as importações continuem mais competitivas no mercado brasileiro, devido não menos ao cenário de excedente mundial, mas também aos elevados custos que a indústria brasileira está submetida.

Destaca-se ainda que no cenário da siderurgia brasileira, não foram encontrados muitos estudos na literatura com métodos estatísticos e/ou econométricos para previsão da oferta e demanda de aço no país, mas diversos empresários do setor trabalham com o conceito de elasticidade-renda da demanda de aço, em que o aço cresce duas vezes a expansão do produto interno bruto. O presente estudo avaliou que entre 1955-2010 esse valor foi de 2,2 e a previsão é que se reduza para 1,8 para 2011-2020, tendo em vista a maior participação prevista do setor de serviços no PIB.

A análise tornar-se-á ainda mais interessante ao levar em consideração a relevância dos métodos de previsão para identificação de políticas públicas necessárias para desenvolver as indústrias nacionais, além da relevância da ferramenta de previsão como parte do processo para planejamento estratégico no ambiente de negócios dos diversos setores da economia.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <www.bcb.gov.br>. Acesso em 02 de Julho de 2011.

BROOKS, C. INTRODUCTORY ECONOMETRICS FOR FINANCE. 2ªEd. Editora Cambridge. 2008. Cap.6-7, p.265-379.

CAVALCANTI, M. IDENTIFICAÇÃO DE MODELOS VAR E CAUSALIDADE DE GRANGER: UMA NOTA DE ADVERTÊNCIA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Rio de Janeiro. Aceito em 18 de Junho de 2010.

CROMPTON, P. FORECASTING STEEL CONSUMPTION IN SOUTH EAST ASIA. 1999.

HILL, R.C; GRIFFITHS, W.E.; JUDGE, G.G. ECONOMETRIA. 2ªEd. Editora Saraiva. 2006.

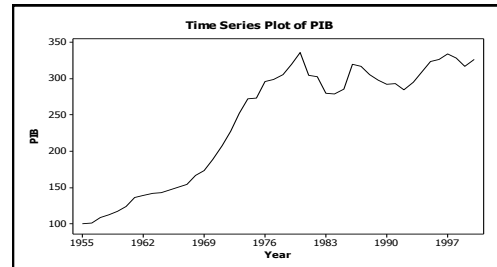
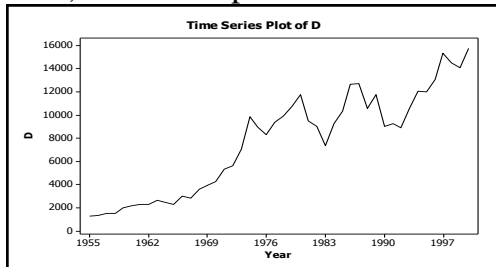
INSTITUTO AÇO BRASIL. ANUÁRIO ESTATÍSTICO – BRAZIL STEEL DATABOOK – 1969, 1978, 1980, 1985, 1991, 1995, 2000, 2005, 2010.

SIMS, C. MACROECONOMICS AND REALITY. Econometrica, v.48, p.1-48, Janeiro de 1980. Disponível em: <http://www.vcharite.univ-mrs.fr/PP/lubrano/cours/Sims_Eco1980.pdf>. Acesso em 29 de Junho de 2011.

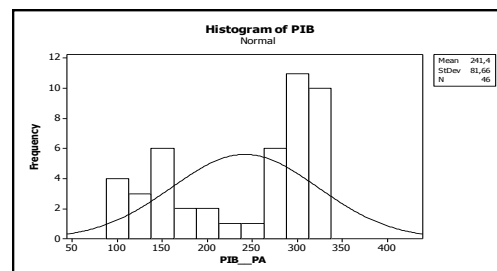
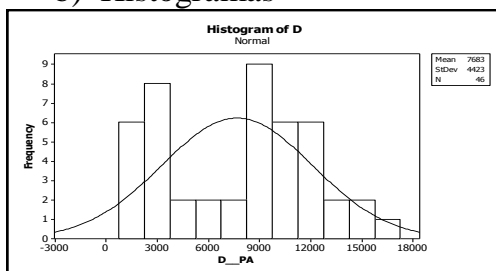
ANEXOS

A1 Séries demanda de aço (D) e produto interno bruto (PIB) em nível – Período Amostral (1955 a 2000)

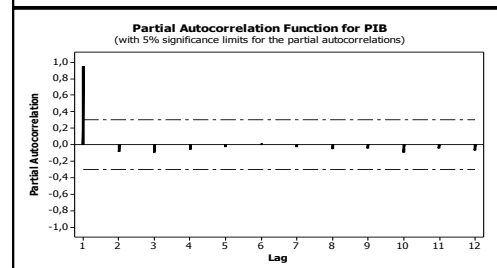
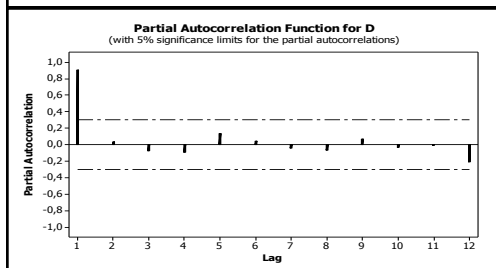
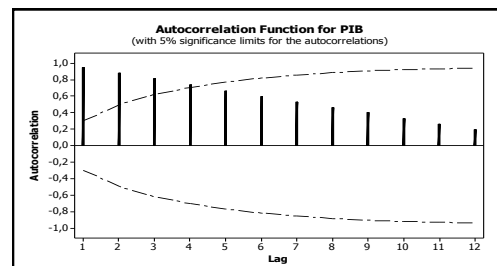
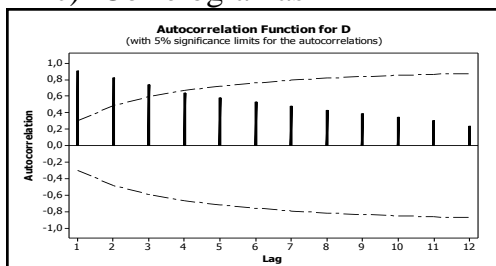
a) Série temporal



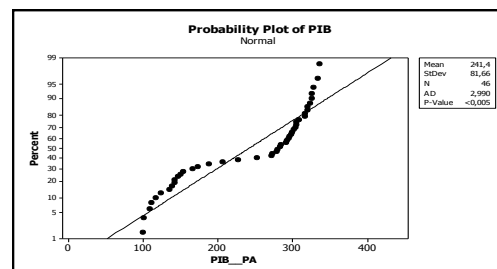
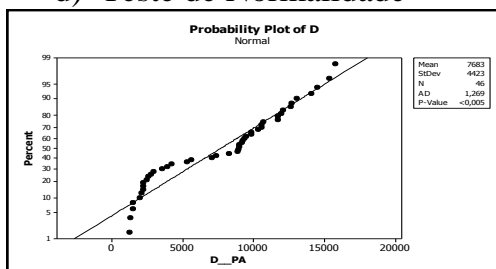
b) Histogramas



c) Correlogramas



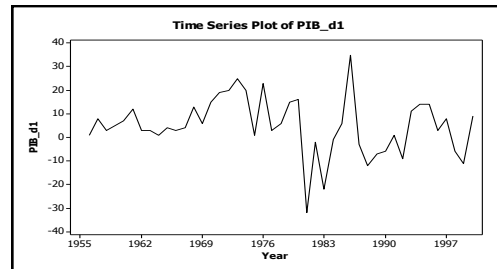
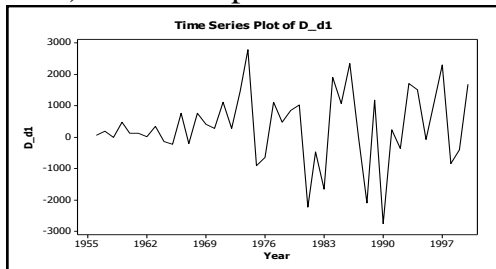
d) Teste de Normalidade



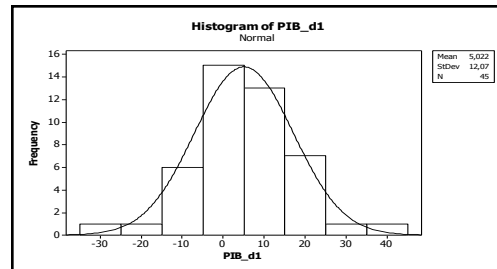
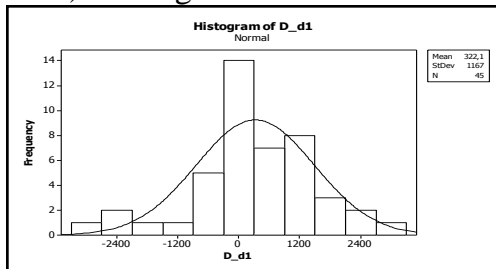
Fonte: Resultados da Pesquisa.

A2 Séries demanda de aço (D) e produto interno bruto (PIB) diferenciadas Período Amostral (1955 a 2000)

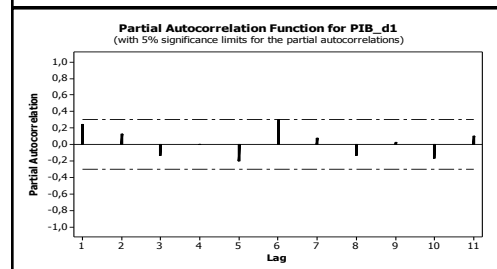
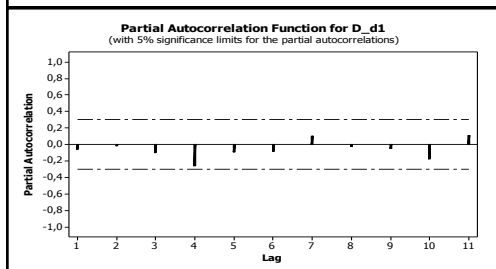
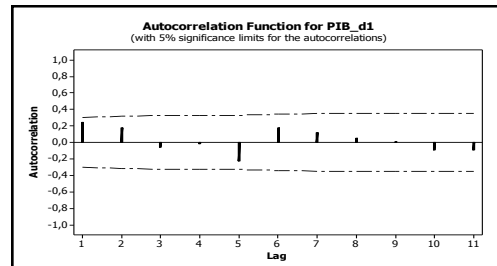
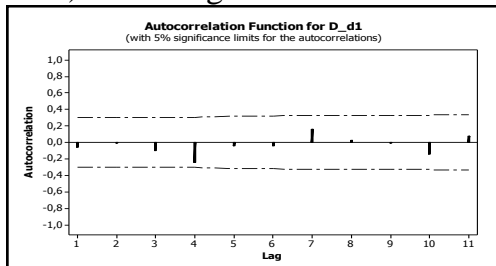
a) Série temporal



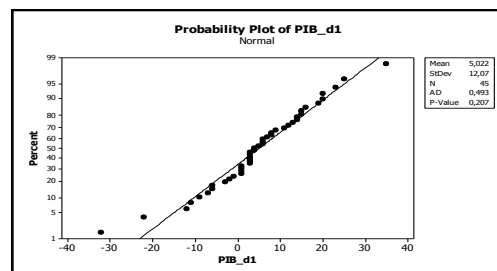
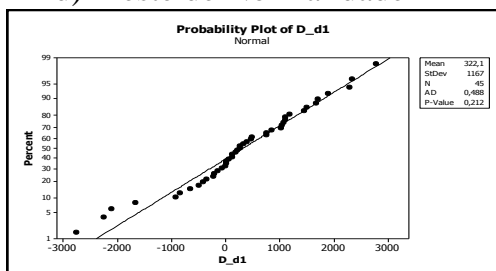
b) Histogramas



c) Correlogramas



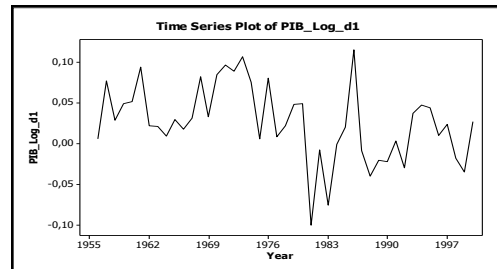
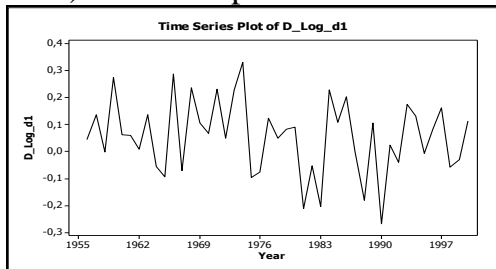
d) Teste de Normalidade



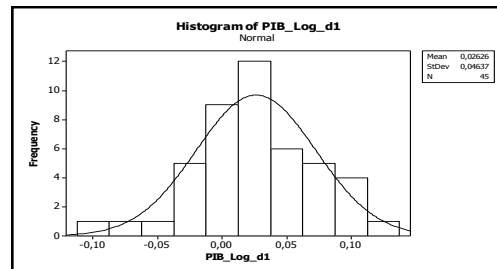
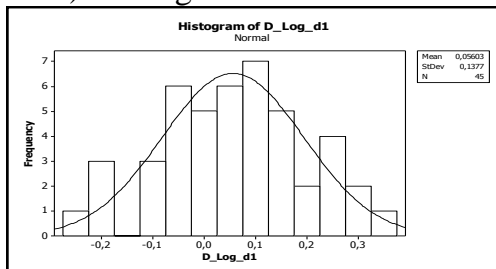
Fonte: Resultados da Pesquisa.

A3 Séries demanda de aço (D) e produto interno bruto (PIB) diferenciadas – Transformação em logaritmo – Período(1955 a 2000)

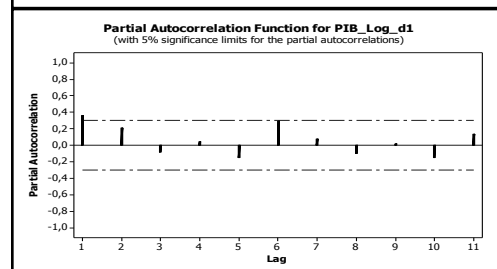
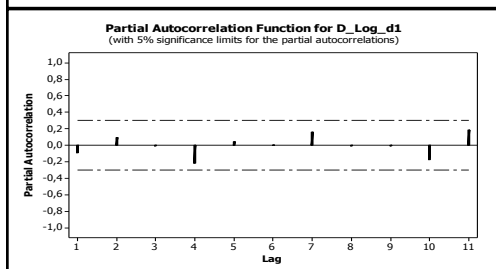
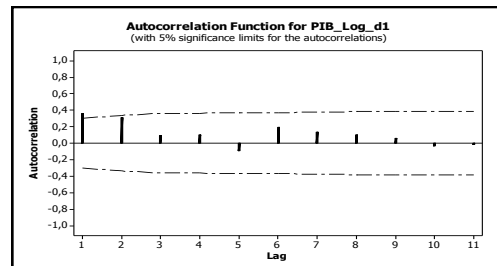
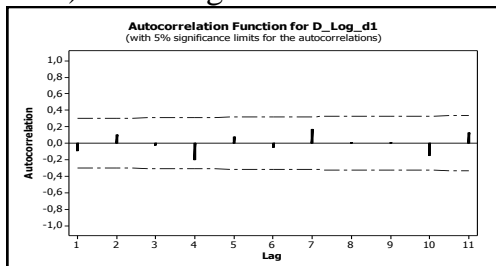
a) Série temporal



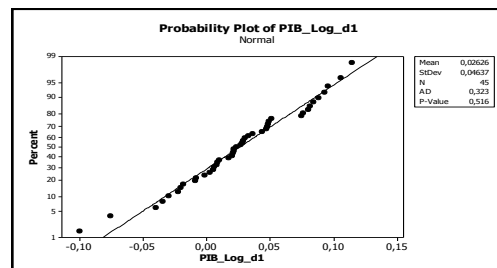
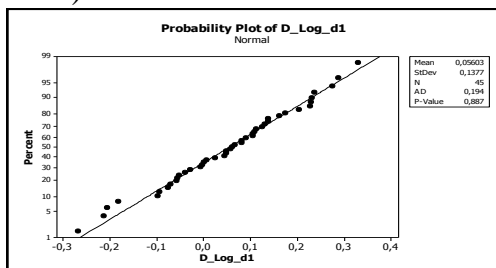
b) Histogramas



c) Correlogramas



d) Teste de Normalidade



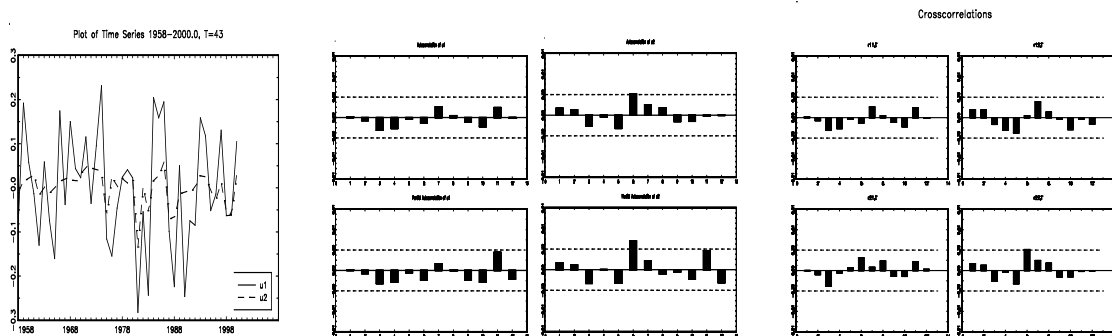
Fonte: Resultados da Pesquisa.

A4 Modelo VAR (2) – Período Amostral 1955 a 2000

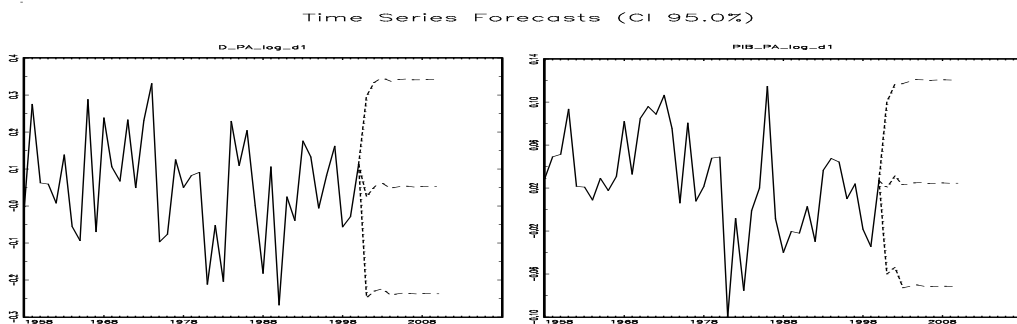
Estimativa dos coeficientes, erro padrão e p-valor

	D_log_d1	PIB_log_d1
D_log_d1(-1)	-0.364 (0.207) {0.079}*	0.047 (0.061) {0.439}
PIB_log_d1(-1)	1.200 (0.624) {0.054}*	0.210 (0.184) {0.252}
D_log_d1(-2)	-0.061 (0.207) {0.768}	0.159 (0.061) {0.009}*
PIB_log_d1(-2)	0.224 (0.628) {0.721}	-0.081 (0.185) {0.663}
CONST	0.040 (0.026) {0.129}	0.011 (0.008) {0.169}
R-squared	0.112489	0.303937
F-statistic	1.204091	4.148189

Análise dos resíduos



Intervalo de Previsão



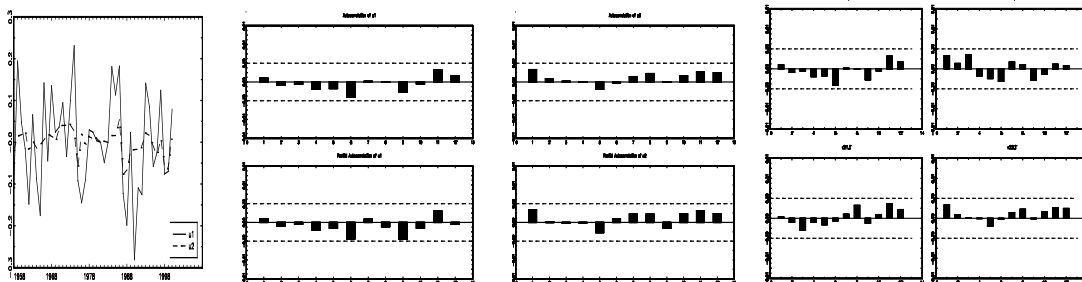
Fonte: Resultados da pesquisa.

A5 Modelo VAR(2) com duas defasagens e *dummy* impulso I81 e I83 – Período Amostral 1955 a 2000

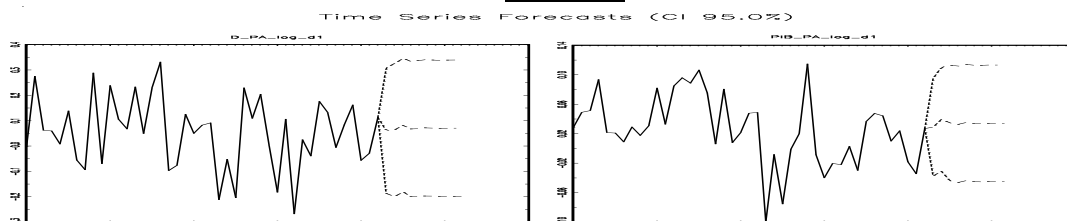
Estimativa dos coeficientes, erro padrão e p-valor

	D_log_d1	PIB_log_d1
D_log_d1(-1)	-0.413 (0.190) {0.030}*	0.035 (0.051) {0.492}
PIB_log_d1(-1)	1.390 (0.572) {0.015}*	0.269 (0.572) {0.078}*
D_log_d1(-2)	-0.102 (0.189) {0.592}	0.147 (0.051) {0.004}*
PIB_log_d1(-2)	-0.112 (0.601) {0.852}	-0.143 (0.160) {0.372}
I ₈₁	-0.291 (0.129) {0.024}*	-0.139 (0.034) {0.000}*
I ₈₃	-0.310 (0.143) {0.030}*	-0.071 (0.038) {0.061}*
CONST	0.063 (0.025) {0.013}*	0.017 (0.007) {0.012}*
R-squared	0.302753	0.550859
F-statistic	2.605277	7.358839

Análise dos resíduos



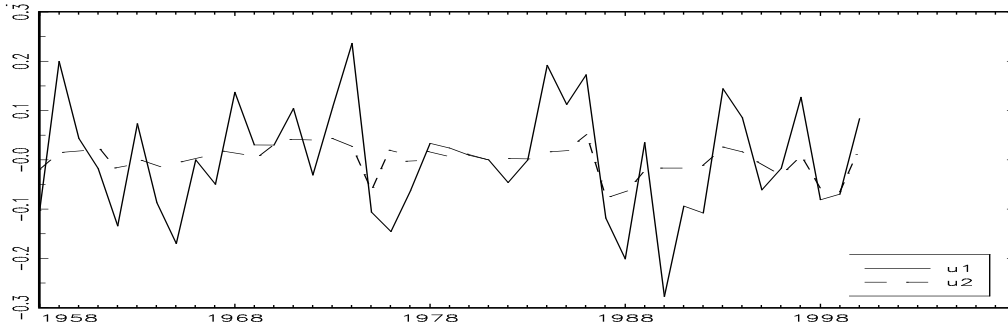
Previsão



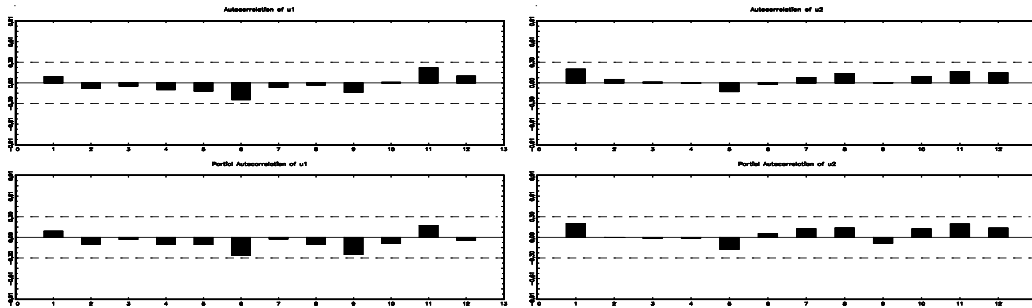
Fonte: Resultados da pesquisa.

A6 Análise dos resíduos do VAR (2) *dummy* impulso I66, I81 e I83 – Período Amostral 1955 a 2000

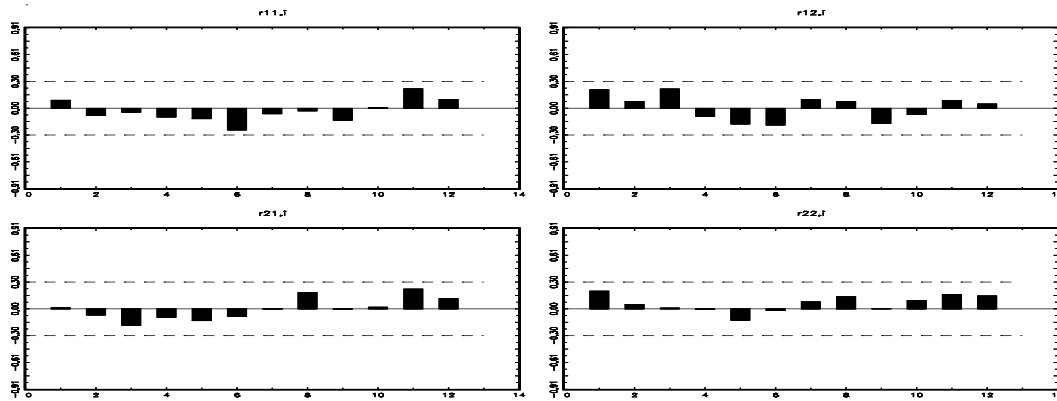
(a) Série temporal dos resíduos



(b) Correlograma dos resíduos



(c) Correlograma cruzado dos resíduos



(d) Teste de Normalidade dos resíduos

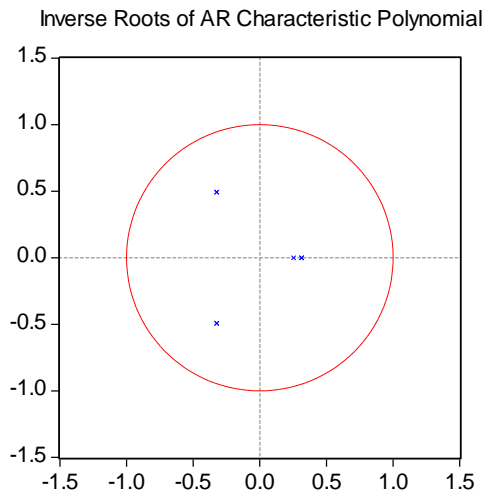
Teste Jarque-Bera

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
1	2.940236	0.2299
2	2.093378	0.3511
Conjunto	5.033614	0.2839

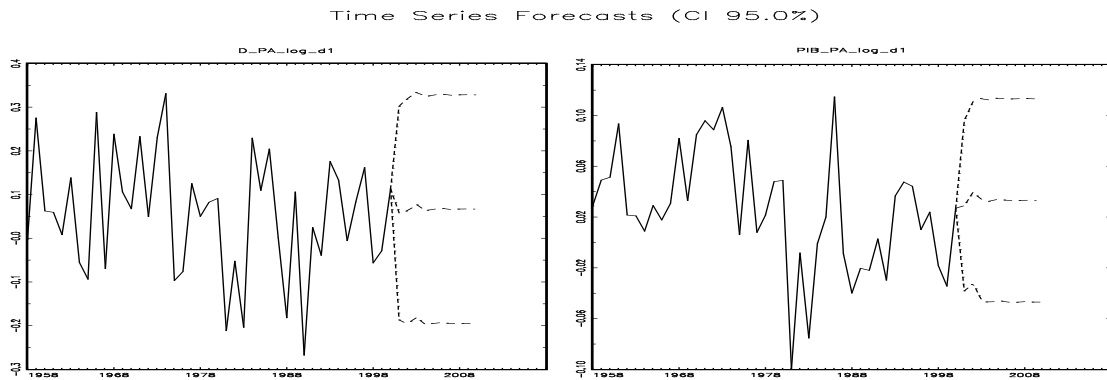
Teste LM

Defasagens	LM-Stat	Probabilidade
1	6.063440	0.1945
2	3.237309	0.5189
3	8.267905	0.0822

(e) Teste de Estabilidade do VAR



(f) Previsão



D_PA_log_d1					PIB_PA_log_d1				
time	forecast	lower CI	Upper CI	+/-	time	forecast	lower CI	upper CI	+/-
2001	0,057	-0,190	0,304	0,247	2001	0,029	-0,038	0,096	0,067
2002	0,063	-0,194	0,320	0,257	2002	0,039	-0,032	0,111	0,072
2003	0,077	-0,181	0,335	0,258	2003	0,034	-0,046	0,113	0,080
2004	0,064	-0,197	0,324	0,261	2004	0,032	-0,048	0,112	0,080
2005	0,066	-0,195	0,327	0,261	2005	0,034	-0,046	0,114	0,080
2006	0,069	-0,193	0,330	0,261	2006	0,033	-0,047	0,113	0,080
2007	0,066	-0,196	0,327	0,261	2007	0,033	-0,047	0,113	0,080
2008	0,067	-0,195	0,328	0,262	2008	0,033	-0,047	0,113	0,080
2009	0,067	-0,194	0,329	0,262	2009	0,033	-0,047	0,113	0,080
2010	0,067	-0,195	0,328	0,262	2010	0,033	-0,047	0,113	0,080