

Modelando e estimando as demonstrações financeiras de uma empresa com o modelo VAR - VECM

Otávio Ribeiro de Medeiros[†]
Universidade de Brasília

Bernardus Ferdinandus Nazar Van Doornik^Ω
Banco Central do Brasil

Gustavo Rezende de Oliveira[¥]
Banco Central do Brasil

RESUMO: Este artigo relata o desenvolvimento e estimação de um modelo econométrico de Vetores Autoregressivos (VAR) representando as demonstrações financeiras de uma empresa. Embora o modelo possa ser generalizado para representar as demonstrações financeiras de qualquer empresa, este trabalho foi realizado como um estudo de caso, onde a empresa escolhida é a Petrobras S/A. A metodologia compreende análise de correlação, testes de raiz unitária, análise de cointegração, modelagem VAR, testes de causalidade Granger, além de resposta ao impulso e métodos de decomposição de variância. Além de variáveis endógenas ao balanço financeiro, um vetor de variáveis exógenas foi utilizado, incluindo o PIB brasileiro, taxas de juros interna e externa, o preço internacional do petróleo, a taxa de câmbio e o risco-país. A versão final do modelo é um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) que leva em conta as relações de co-integração entre as variáveis endógenas. Após a estimação e validação, o modelo é usado para estimar as demonstrações financeiras da empresa. As estimativas das variáveis exógenas e de dividendos também foram usadas para estimar o valor de mercado da empresa. Os resultados são aparentemente robustos e podem contribuir no campo de planejamento e estimativas financeiros.

Palavras-chave: Modelagem econométrica; demonstrações financeiras; Modelo VAR; previsão financeira, Petrobras.

Recebido em 31/03/2009; revisado em 23/09/2010; aceito em 08/11/2010; disponível em 29/07/2011

Correspondência autores*:

[†] Doutor pela Faculdade de Economia da Universidade de Southampton (Reino Unido).

Vinculação: Universidade de Brasília.
Endereço: SQN 205 Bloco C Apto 401, Brasília/DF, 70843-030
E-mail: otavio@unb.br
Telefone: (61)9978-9503

^Ω Mestre em Administração pela Universidade de Brasília.

Vinculação: Banco Central do Brasil
Endereço: Wethouder van Besouwstraat, 21, Goirle, Netherlands, 5051SC
E-mail: bernardus.doornik@bcb.gov.br
Telefone: +31(64) 366-0998

[¥] Mestre pela em Administração pela Universidade de Brasília

Vinculação: Banco Central do Brasil
Endereço: Av. Parque Águas Claras, 3825, ap. 808 - Águas Claras - DF
E-mail: gustavo.rezende.oliveira@gmail.com
Telefone: (61) 3263-0157

Nota do Editor: *Esse artigo foi aceito por Antonio Lopo Martinez.*



Esta obra está licenciada sob a Licença Creative Commons – Atribuição-Uso não-comercial-Compartilhamento pela mesma licença 3.0 Unported License

1. INTRODUÇÃO

Vários estudos têm sido documentados na literatura procurando modelar a atividade operacional e financeira de uma empresa (MUMFORD, 1996; GEROSKI, 1998; PEREZ-QUIROS; TIMMERMANN, 2000; OGAWA, 2002; ERAKER, 2005). No entanto, existem poucos estudos, além daqueles de Saltzman (1967) e De Medeiros (2004, 2005) especificamente orientados à modelagem econométrica da atividade operacional e financeira de uma empresa com base em suas demonstrações financeiras, que também levam em consideração a influência de variáveis macroeconômicas exógenas. Ambos Saltzman (1967) e De Medeiros (2004, 2005) desenvolveram modelos de previsão de demonstrações financeiras utilizando sistemas estruturais de equações simultâneas. No entanto, uma metodologia alternativa, os Modelos de Vetores Autoregressivos (VAR), que são uma generalização natural dos modelos auto-regressivos univariados (AR), têm algumas vantagens sobre o segundo. Uma dessas vantagens reside no fato de que, em geral, suas previsões são consideradas superiores às dos modelos de equações simultâneas (SIMS, 1980; MCNEES, 1986).

Este estudo detalha o desenvolvimento de um modelo econométrico representativo da atividade operacional e financeira de uma empresa ao longo do tempo. Baseia-se nas demonstrações financeiras da empresa e leva em consideração a influência de variáveis econômicas exógenas. A empresa selecionada para a modelagem foi a Petrobras - Petróleo Brasileiro S / A, que foi criada na cidade do Rio de Janeiro em outubro de 1953 pela Lei Federal 2.004, com a finalidade de operação no setor de energia no Brasil em nome da União. Durante as últimas quatro décadas, a Petrobras tornou-se uma das 15 maiores empresas de petróleo do mundo.

O modelo aqui desenvolvido tem o propósito de explicar a relação entre as variáveis contábeis e a relação destas variáveis com variáveis econômicas exógenas. As previsões econômicas foram feitas com base neste modelo, bem como análises prospectivas quanto ao valor da empresa e seu desempenho futuro. Espera-se que o modelo desenvolvido neste estudo de caso possa ser aplicado a qualquer empresa com as devidas adaptações, principalmente em relação às variáveis exógenas econômicas utilizadas.

O artigo está estruturado da seguinte forma: a Seção 2 trata da fundamentação teórica; a Seção 3 estabelece a metodologia utilizada; a Seção 4 discute os resultados empíricos; e a Seção 5 apresenta as conclusões.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Saltzman (1967) foi possivelmente o pioneiro na modelagem econométrica utilizando variáveis que compõem as demonstrações financeiras de uma empresa. No desenvolvimento de um modelo de equações simultâneas para explicar o comportamento de uma empresa, este autor criou um conjunto de dez equações relacionadas e cinco equações para a previsão de resultados econômicos. As variáveis endógenas do modelo incluem as vendas, os preços do produto final, estoques, custos fixos e variáveis, compras e investimentos realizados pela empresa. Os efeitos de variáveis exógenas, tais como salários, matérias-primas e os determinantes da demanda externa também foram incluídos no modelo. Os dados utilizados por Saltzman (1967) para estimar os parâmetros do modelo foram os dados trimestrais de uma empresa industrial americana que fabricava máquinas de lavar e secar competindo em um mercado oligopolista. Para a empresa em estudo, as relações entre preço e demanda e entre preço e custo foram consideradas muito inelásticas (SALTZMAN, 1967).

Uma das conclusões foi que o baixo preço e a baixa elasticidade da demanda pudessem ser explicados pela natureza competitiva da indústria de máquinas de lavar e secar. Além disso, o modelo indica que as despesas para o desenvolvimento de produtos, de tecnologia e de administração reduziam os custos operacionais, como esperado pelo autor.

De acordo com Saltzman (1967), dada a estimativa e interpretação dos coeficientes das variáveis explicativas, tais como lucro, vendas e participação no mercado, havia uma indicação de que a empresa operava ao nível de "satisfação" nível em vez de procurar maximizar variáveis como vendas e lucro.

De Medeiros (2004, 2005) procurou testar o uso de modelos de regressão como um instrumento para validar hipóteses sobre as relações financeiras de uma empresa a partir das demonstrações financeiras publicadas. Para fazer isso, o autor utilizou uma série histórica de demonstrações financeiras anuais publicadas da Petrobras entre 1991 e 2001 que foram deflacionadas pelo Índice de Preços Gerais do Brasil (IGP). Neste estudo foram utilizadas as variáveis componentes das demonstrações financeiras, tais como ativos e passivos circulantes, ativos fixos, patrimônio e receitas e despesas. Isso foi feito em uma tentativa de explicar empiricamente as relações causais que ocorrem nas demonstrações financeiras. Além disso, De Medeiros (2004) procurou o efeito de variáveis econômicas exógenas como oferta de petróleo, demanda e preço, o PIB, a taxa de câmbio e o preço internacional do petróleo sobre as variáveis das demonstrações financeiras. Um modelo de equações simultâneas foi a

metodologia econométrica utilizada por De Medeiros (2004, 2005), em que as relações econômicas explicariam o comportamento das variáveis do balanço ao longo do tempo.

O ambiente macroeconômico que envolve uma empresa é visto por Oxelheim e Wihlborg (1987) como sendo constituído por um grupo de quatro preços relativos: as taxas de câmbio, as taxas de juros, a inflação e o spread. De acordo com Oxelheim (2002) o spread se refere ao prêmio cobrado pelas empresas pela incerteza relacionada com a estrutura do mercado. Sobre as correlações entre essas variáveis econômicas, Oxelheim e Wihlborg (1997) apresentam estratégias para lidar com incertezas macroeconômicas. O objetivo é facilitar a análise de reconhecimento da completa interdependência entre as variáveis macroeconômicas, com isso constituindo o ambiente macroeconômico de uma organização. A vulnerabilidade de uma empresa em seu ambiente macroeconômico pode ser expressa através da medição da sensibilidade às mudanças nos preços relativos das três categorias: taxas de câmbio, taxas de juros e inflação. Como tal, de acordo com Oxelheim e Wihlborg (1997), uma análise deve oferecer uma base para: (i) identificar as variáveis econômicas que são importantes para uma determinada empresa; (ii) determinar os efeitos no desempenho gerados pelas flutuações das variáveis econômicas; e (iii) formular uma estratégia adequada para lidar com essas variáveis. A identificação das variáveis econômicas mais importantes deve levar em consideração as interdependências entre os diferentes tipos de variáveis. O ponto principal é que a interdependência entre as taxas de câmbio, taxas de juros e taxas de inflação não pode ser tão forte que cause multicolinearidade nem tão fraca para sugerir que as variáveis são ortogonais entre si, necessitando ser estimadas separadamente.

A metodologia de Vetores Autoregressivos (VAR) é uma abordagem frequente em modelagem macroeconômica e em estudos relacionados às finanças corporativas e aos mercados financeiros (ONO et al, 2005; ABRAS, 1999). A metodologia VAR foi proposta como uma alternativa aos modelos de equações simultâneas e fez avanços significativos na década de 1980 (ENGLE; GRANGER 1987; CAMPBELL; SHILLER, 1987). No início de seu desenvolvimento, Sims (1980) e Litterman (1979, 1986) abordaram esta metodologia como sendo mais apropriada para a previsão de que os modelos de equações simultâneas. Em certo sentido, o VAR é simplesmente uma forma reduzida do modelo de sobreposição de regressões simultâneas (HAMILTON, 1994, p 326-327). Deve-se levar em conta que nem sempre é fácil interpretar cada coeficiente estimado em um VAR com um grande número de defasagens, principalmente se os sinais do coeficiente se alternam. Por esta razão, é necessário examinar a função resposta ao impulso do modelo VAR para verificar como a

variável dependente responde a um choque em uma ou mais equações do sistema (GUJARATI, 2002).

Os modelos VAR, que incluem o VAR irrestrito, o VAR estrutural (SVAR) e o Modelo de Correção de Erro Vetorial - VECM, permitem uma análise empírica sobre a participação de cada variável nas mudanças que ocorrem nos outros. Isto é realizado através de análise de decomposição de variância, que leva em conta a resposta de uma variável em relação a um choque em outra variável, através da análise das funções de resposta ao impulso (BROOKS, 2002; LUTKEPOHL, 1993; SIMS, 1980).

O uso de modelos VAR permite a obtenção da elasticidade de impulso para k períodos de antecedência. Esta elasticidade de impulso possibilita a avaliação de comportamento variável em reação a choques ou a inovações individuais em qualquer componente na equação. Desta forma, torna-se possível analisar, por meio de simulações, os efeitos de eventos prováveis no sistema. Além disso, os modelos VAR possibilitam a decomposição de erros de variância na previsão com k períodos de antecedência, em percentuais a serem atribuídos a cada variável independente. Ao mesmo tempo, a importância de cada choque é analisada em cada uma das variáveis endógenas do modelo, a fim de explicar os desvios dos valores observados da variável em relação à sua previsão.

3 METODOLOGIA

3.1 ANÁLISE DE DADOS ECONOMETRICA

A modelagem VAR exige que algumas análises econométricas de dados sejam feitas em uma base a priori, a fim de apoiar uma especificação de um modelo apropriado. Tais análises são: (i) análise de estacionariedade; (ii) análise de correlação, e (iii) análise de cointegração. Tais análises, respectivamente, ajudam a decidir se (i) o modelo deve ser especificado com variáveis situadas em níveis ou em diferenças, (ii) existe um risco de multicolinearidade e (iii) o modelo adequado será um VAR na sua forma original ou na forma de um VAR em um modelo de correção de erro vetorial - VECM - no caso de que há pelo menos uma associação cointegradas.

3.1.1 Análise de Estacionariedade

Para a análise de estacionariedade, é necessário realizar testes de raiz unitária nas variáveis que serão incluídas no modelo. A condição para estacionariedade é um dos requisitos antes da estimação (LUTKEPOHL, 1993; ENDERS, 1995; BROOKS, 2002), uma vez que os modelos de regressão envolvendo séries temporais de não-estacionariedade podem

produzir regressões espúrias (HARRIS, 1995). Um teste padrão para a estacionariedade de séries temporais é o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), que consiste em estimar a equação:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde y_t é a série sendo testada e γ_{t-1} é o operador da 1ª diferença. As hipóteses nula e alternativa são respectivamente $H_0: \gamma = 0$ e $H_1: \gamma < 0$. Este é um teste da hipótese de que a série tem uma raiz unitária, o que significa que é não-estacionária quando o valor estatístico é menor que o valor crítico.

3.1.2 Análise de Correlação

A matriz de correlação indica a intensidade e a direção da relação linear entre as variáveis. Assim, matrizes de correlação cruzada foram criadas para realizar a análise da relação entre variáveis contábeis e entre estas e as variáveis econômicas exógenas. Outra finalidade da análise de correlação é avaliar a possibilidade de multicolinearidade que traria problemas de estimação no VAR.

3.1.3 Análise de Cointegração

O conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema econômico converge no tempo (HARRIS, 1995). Engle e Granger (1987) e Engle e Yoo (1987) propuseram testes de cointegração para duas variáveis e uma única equação. Tentando resolver o problema de possivelmente existirem vários vetores de cointegração, Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) propuseram um teste baseado no método de máxima probabilidade. Este teste considera que a dinâmica interrelacional entre as variáveis deve ser analisada por este método, de maior robustez, na medida em que o mesmo incorpora, no modelo VAR, os desvios relacionados com o caminho de longo prazo da série (VERBEEK, 2004). O número de vetores co-integrados podem ser obtido por testes estatísticos de rastreamento (*trace statistics* λ_{trace}), e a estatística de autovalor máximo (*maximum eigenvalue* = λ_{max}) usando seus respectivos valores críticos (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990). Formalmente, as estatísticas dos testes λ_{trace} e λ_{max} são dadas por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3)$$

onde r é o número de vetores co-integrados na hipótese nula; T é o número de observações e $\hat{\lambda}_r$ é o valor estimado do autovalor (eigenvalue) n , sendo que os autovalores estão em ordem decrescente. O teste estatístico de rastreamento é uma série de testes em que a hipótese nula se refere a que o número de vetores co-integrados seja menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que existem mais (que) r vetores. O teste de autovalor máximo é feito separadamente para cada valor, tendo como hipótese nula que o número de vetores co-integrados é igual a r , contra a hipótese alternativa de que existem $r+1$ vetores co-integrados (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

3.2 MODELAGEM

O resultado da análise de cointegração permite decidir se o modelo a ser especificado será um modelo VAR na sua forma de grupo, no caso de que não haja cointegração entre as variáveis, ou se será um modelo VAR na forma de um Modelo de Correção de Erro Vetorial – VECM - se houver pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis. Usando uma notação matricial, um modelo VAR pode ser descrito como

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 z_t + B_1 z_{t-1} + \dots + B_p z_{t-r} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde y é um vetor $n \times 1$ que inclui as variáveis endógenas do modelo; z é um vetor $m \times 1$ cujos elementos são variáveis exógenas do modelo; A_0 é um vetor $n \times 1$ vetor de interceptação; A_1, \dots, A_p são $n \times n$ matrizes de coeficientes que associam valores defasados de variáveis endógenas a seus valores atuais; B_1, \dots, B_p são $n \times m$ matrizes de coeficientes que associam valores atuais de variáveis exógenas a valores de variáveis endógenas; e ε_t é um vetor $n \times 1$ de distúrbios aleatórios IID $\sim N(0, \sigma^2)$.

As relações de cointegração no sistema requerem que um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) seja usado ao invés de um modelo VAR. Os modelos VECM desenvolvidos por Engle e Granger (1987) têm como objetivo a inserção de ajustes de curto prazo, devido à presença de cointegração. Um modelo VECM pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi_1 y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (5)$$

onde: $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$; $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$; Δy_t é um vetor de diferenças com n variáveis, sendo $u_t \sim (0, \Sigma)$, onde Σ é uma matriz de u_t variâncias com $E(u_t u_s') = 0$, $\forall t \neq s$. O modelo VECM

tem g variáveis no lado esquerdo da equação e $k-1$ variáveis dependentes defasadas no lado direito, cada uma das quais está associada a uma matriz de coeficientes Γ_i (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

3.3 ANÁLISE DE CAUSALIDADE

A causalidade, tal como definida por Granger (1969) e Sims (1972) ocorre quando os valores de uma variável x_t de períodos passados tem poder explicativo na regressão da variável y_t . Para testar se x_t causa y_t teste a hipótese nula “ x_t não tem uma causalidade Granger sobre y_t ”, através de um VAR irrestrito contra outro que é restrito:

$$\text{VAR irrestrito: } y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{VAR restrito: } y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde m é o número de defasagens nas regressões. Através de um teste F , testa-se se a restrição de um conjunto de coeficientes β_i é significativamente diferente de zero. Se afirmativa, a hipótese nula de que “ x_t não tem uma causalidade Granger sobre y_t ” é rejeitada. Em seguida, a hipótese nula “ y_t não tem uma causalidade Granger sobre x_t ” é testada, trocando as posições das variáveis nas equações (6) e (7).

3.4 VARIÁVEIS E DADOS

O estudo utiliza variáveis contábeis agregadas provenientes de duas demonstrações financeiras: o Balanço Patrimonial (BS) e a Demonstração de Resultados (IS), da seguinte forma: a) Variáveis de Balanço: Ativo Circulante (AC); Ativo Fixo (FA); Passivo Circulante (CL); Exigível a Longo Prazo (LL); Patrimônio (EQ); b) Variáveis da Demonstração de Resultados: Receita Líquida (NR); Lucro Líquido (NI). Os dados contábeis utilizados para estimar o modelo foram obtidos das demonstrações financeiras não consolidadas da Petrobras. Os dados de 1990-2006 com periodicidade trimestral foram coletados do banco de dados Economática[®], tendo sido corrigidos pela inflação pelo Índice de Preços por Atacado do Brasil - Disponibilidade Interna (WPI - DA).

As variáveis econômicas exógenas incluídas no modelo são: taxa de juros do país, risco país, taxa de câmbio; produto interno bruto, e o preço internacional do petróleo. Além destas, dois deflatores foram utilizados: o WPI brasileiro e o Índice de Preços ao Produtor dos Estados Unidos (PPI).

A taxa de juros doméstica tem um impacto direto sobre os ativos e passivos financeiros, bem como sobre as receitas e despesas financeiras. Isto se refere, respectivamente, aos recebíveis e pagáveis e aos empréstimos e financiamentos denominados em moeda do país. O proxy adotado como taxa básica de juros para a economia brasileira é a taxa estabelecida pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central (Copom), conhecida como taxa Selic. O site do Banco Central (série 432) é sua fonte. As taxas de juros vigentes no mercado internacional têm um impacto direto sobre os ativos e passivos financeiros, bem como sobre as receitas e despesas financeiras, referindo-se respectivamente aos recebíveis e pagáveis e aos empréstimos e financiamentos em moeda estrangeira. A London Interbank Offered Rate (Libor) é o proxy para as taxas de juros internacionais. Isso representa a taxa de juros preferenciais para os grandes empréstimos oferecidos pelos bancos internacionais que operam com Eurodólares. Os dados para a Libor foram obtidos do sistema Bloomberg e com a inflação corrigida pelo Índice de Paridade de Poder de Compra (PPI).

Empresas que emitem papéis de dívidas no mercado internacional, em geral pagam um prêmio de risco que é afetado pelo risco do país emissor, exceto as empresas que são considerados grau de investimento. O Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+) é o índice que mede o grau de risco do que as operações com os países emergentes representam para um investidor estrangeiro. O índice, fornecida pela JP Morgan em uma base diária, mostra a diferença entre a taxa de retorno dos títulos de mercados emergentes a taxa oferecida pelos títulos emitidos pelo Tesouro dos EUA (spread soberano). Os dados para o risco-país foram obtidos do sistema Bloomberg.

A taxa de câmbio impacta as atividades econômicas de uma empresa que trabalha com importação e exportação ou que mantém ativos ou passivos denominados em moeda estrangeira em uma variedade de maneira. A fonte de dados de taxa de câmbio R\$/ USD é o sistema Bloomberg. Os dados foram corrigidos pelo WPI e pelo PPI.

O PIB é o principal indicador da atividade econômica de um país e afeta diretamente a Receita Líquida de uma empresa. Este indicador expressa o valor da produção dentro das fronteiras geográficas, durante um período determinante, sendo independente da nacionalidade das unidades de produção. O Banco Central do Brasil (série 1253) foi a fonte de dados do PIB.

O preço internacional do petróleo é um indicador importante nas atividades da Petrobras e suas variações influenciam diretamente a receita líquida da empresa de duas

maneiras, uma negativa e outra positiva. Um aumento no preço do petróleo, quando transferido para o consumidor, faz com que sua demanda caia. Mas por outro lado, uma vez que a economia brasileira é altamente dependente desta fonte de energia, isto significa que a demanda é menos elástica ao preço, o que um preço mais alto significa uma maior renda. Os dados para esta variável se referem ao preço do petróleo bruto em Dubai (Arabian Gulf Oman / Dubai Crude Oil Average Price) em USD obtidos do sistema Bloomberg com inflação corrigida pelo PPI.

Dada a necessidade de deflacionar a série a ser utilizada neste estudo, foram adotados dois indicadores. O WPI para a série denominada em moeda nacional e o PPI para a série denominada em USD. A fonte para os dados WPI é o Banco Central do Brasil (série 225) e a fonte de dados para o PPI é o Bureau de Estatísticas de Trabalho dos EUA (www.bls.gov).

4. RESULTADOS

4.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

A presença de raízes unitárias nas variáveis foi testada através da realização de testes ADF conforme mostrado na Tabela 1.

Tabela 1: Resumo de testes ADF de raiz unitária

Variável	Estacionariedade verificada (teste de significância de 5%)
CA	na primeira diferença
FA	na primeira diferença
CL	no nível
LL	na primeira diferença
EQ	na primeira diferença
NR	na primeira diferença
NI	na primeira diferença
SELIC	no nível
LIBOR	na primeira diferença
RISCO	na primeira diferença
TAXA DE CÂMBIO	na primeira diferença
PIB	na primeira diferença
OIL	na primeira diferença

Fonte: Resultados do estudo.

Algumas variáveis em seus níveis têm raízes unitárias e nenhum delas apresentou raízes unitárias na primeira diferença, o que significa que algumas variáveis são $I(0)$ e outros são $I(1)$. Isto sugere que o modelo terá de ser especificado por variáveis em primeiras diferenças, de modo a eliminar variáveis de raiz unitária $I(1)$.

4.2 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO

Em vista dos resultados da análise de estacionariedade, a análise de correlação foi realizada com as variáveis em 1ª diferença, pois, dada a presença de raízes unitárias, as

correlações de variáveis em seus níveis seriam correlações espúrias. A Tabela 2 ilustra a matriz de correlação cruzada de variáveis contábeis.

Tabela 2: Matriz de correlação cruzada de variáveis contábeis*

	CA	FA	CL	LL	EQ	NR	NI
CA	1,000000	0,246482	0,619742	0,308422	0,134852	0,541584	0,378993
FA	0,246482	1,000000	0,024412	0,211653	0,660776	0,159973	0,162073
CL	0,619742	0,024412	1,000000	0,252473	-0,244194	0,548185	0,199868
LL	0,308422	0,211653	0,252473	1,000000	-0,398306	0,017944	-0,162791
EQ	0,134852	0,660776	-0,244194	-0,398306	1,000000	0,111752	0,322137
NR	0,541584	0,159973	0,548185	0,017944	0,111752	1,000000	0,571623
NI	0,378993	0,162073	0,199868	-0,162791	0,322137	0,571623	1,000000

*variáveis em 1^{as} diferenças.

Fonte: Resultados do estudo.

É interessante notar que as correlações altas e positivas ($> 0,5$) entre CA e CL e entre CA e NR saíram como esperado. A correlação entre FA e EQ é alta e positiva, assim como a correlação entre NR e NI.

A Tabela 3 mostra a matriz de correlação entre as variáveis contábeis e as variáveis econômicas. A matriz revela que a taxa de câmbio tem um impacto positivo e significativo sobre as variáveis CA, CL, LL e NR. Isso é mais provavelmente em consequência de operações de importação e exportação e financiamento de câmbio. As correlações entre a taxa de juros internacional (LIBOR) têm um impacto negativo sobre as variáveis CA, FA, CL, EQ e NI. Uma explicação possível é que, quando a taxa de juros internacional aumenta, uma empresa utiliza em maior proporção seus próprios recursos, fazendo com que os saldos das contas mencionadas acima se reduzam e vice-versa. Em outro caso, aumentos na taxa Selic causam impactos negativos significativos sobre as variáveis CA, CL, LL e impacto e positivo nas variáveis FA e EQ.

Os impactos negativos da taxa Selic também podem surgir do uso de recursos próprios, quando a taxa Selic aumenta e vice-versa. Os impactos positivos da taxa Selic nas variáveis FA e EQ podem ocorrer devido ao fato de que essas contas estão ligadas à taxa Selic em acordos de longo prazo tornando mais difícil reduzi-los quando a taxa aumenta.

Tabela 3: Matriz de correlação cruzada de variáveis contábeis x variáveis econômicas*

	CA	FA	CL	LL	EQ	NR	NI
TAXA DE CAMBIO	0,348308	0,060962	0,565831	0,232533	-0,040310	0,140682	-0,112516
LIBOR	-0,156959	-0,167685	-0,153229	-0,002258	-0,189747	-0,040274	-0,218643
PIB	-0,128403	-0,051953	-0,024888	-0,083685	-0,010946	0,034037	-0,032174
OIL	-0,172647	0,103013	-0,187199	0,199420	0,108076	-0,056667	-0,153272
RISCO	0,287879	0,117151	0,420535	0,200042	0,078756	0,143022	0,009122
SELIC	-0,152109	0,264309	-0,165871	-0,132006	0,270376	-0,062887	-0,040431

*variáveis em 1^{as} diferenças.

Fonte: Resultados do estudo.

Pode-se observar que as mudanças no PIB não causam um impacto significativo sobre as variáveis endógenas, mas as mudanças nos preços internacionais do petróleo (OIL) têm impactos relativamente maiores nas diversas variáveis contábeis do que os impactos do PIB. Estes coeficientes são difíceis de interpretar já que os impactos referidos dependem do volume das importações e exportações da empresa.

4.3 ANÁLISE DE CAUSALIDADE GRANGER

A Tabela 4 apresenta um resumo das variáveis que foram rejeitadas pela hipótese nula de causalidade Granger:

Tabela 4: Resumo do resultado do Teste de Causalidade Granger*

Hipótese nula (rejeitada)	Estatística F	valor p
FA não tem causalidade Granger sobre CA	3.86268	0.00785
CL não tem causalidade Granger sobre CA	3.57589	0.01169
EQ não tem causalidade Granger sobre CA	3.32980	0.01649
TAXA DE CAMBIO não tem causalidade Granger sobre FA	2.89523	0.03038
PIB não tem causalidade Granger sobre FA	3.33752	0.01689
SELIC não tem causalidade Granger sobre FA	5.17512	0.00133
RISK não tem causalidade Granger sobre FA	5.24566	0.00189
NR não tem causalidade Granger sobre CL	3.67198	0.01023
TAXA DE CAMBIO não tem causalidade Granger sobre CL	4.33713	0.00409
NI não tem causalidade Granger sobre LL	5.02074	0.00163
NR não tem causalidade Granger sobre EQ	2.56011	0.04880
TAXA DE CAMBIO não tem causalidade Granger sobre EQ	2.88361	0.03089
GDP não tem causalidade Granger sobre EQ	2.78018	0.03662
SELIC não tem causalidade Granger sobre EQ	3.30368	0.01710
RISK não tem causalidade Granger sobre EQ	3.88436	0.00986
NR não tem causalidade Granger sobre NI	3.98489	0.00663
OIL não tem causalidade Granger sobre NR	9.02705	1.2E-05
OIL não tem causalidade Granger sobre NI	5.79694	0.00059

* Variáveis nas 1^{as} diferenças; modelo com 4 defasagens; nível de significância de 5%

Fonte: Resultados do estudo.

A rejeição da hipótese nula na Tabela 4 permite uma análise sobre a formação das variáveis contábeis. Inicialmente, pode-se perceber que as variações na variável CA são precedidas por variações nas variáveis FA, CL e EQ. Isto poderia ser interpretado como estando em conformidade com o processo de tomada de decisões da empresa dado que as decisões de investimento, que são as que determinam variações em ativos fixos, ocorrem antes da tomada de decisões que determinam o capital de giro. O fato de que variações na variável CL precedam variações na variável CA mostra que as decisões de financiamento de curto prazo ocorrem antes da tomada de decisões de capital de giro. Por outro lado, a rejeição da hipótese nula de que variações em EQ precedam variações na variável CA também é esperada, uma vez que decisões de longo prazo devem vir antes de mudanças de curto prazo. Como tal, pode-se afirmar que as mudanças na variável CA são precedidas por mudanças nas variáveis FA (investimento), EQ (estrutura de capital) e CL (financiamento de curto prazo).

Outros fenômenos relevantes de causalidade Granger são de que variações em NR precedem variações em NI, em EQ e em CL, e que variações na variável NI acontecem antes de variações na variável NI. A respeito das interações entre as variáveis exógenas e as variáveis contábeis endógenas, pode -se notar que a causalidade Granger mais forte ocorre entre as variações no preço do petróleo (OIL) e variações na variável NR, com uma estatística F de 9,03 e um valor p de $1,2 \times 10^{-5}$, e entre as variações na variável OIL e variações na variável NI, com uma estatística F de 5,8 e um valor p de 0,0006. Este resultado está de acordo com o esperado, dado que o preço do petróleo é um fator que é um determinante direto na receita de uma empresa de petróleo e indiretamente no lucro. É importante notar também a precedência de variações nas variáveis exógenas, TAXA DE CAMBIO, RISCO, SELIC, e PIB em relação a variações na variável FA, o que indica que essas variáveis exógenas influenciam as decisões de investimento, como esperado.

4.4 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Tabela 5: Resumo do Teste de Cointegração de Johansen.

Amostra: 1990:1 2006:4					
Nº de observações: 63					
Série*: CA FA LL NI CL EQ NR					
Defasagens: 1 a 4					
Tendências de dados:	Nenhum	Nenhum	Linear	Linear	Quadrática
Classificação ou:	Sem pontos de Interceptação	Com pontos de Interceptação			
Nº de ECs**	Sem Tendência	Sem Tendência	Sem Tendência	Com Tendência	Com Tendência
Número de Relações de Cointegração Seleccionadas (ao nível de 5%)					
Rastreamento	4	4	3	4	7
Autovalor máximo	2	3	3	3	3

*Variáveis nas 1^{as} diferenças; ** EC = equação de cointegração

Fonte: Resultados do estudo.

Dado que a amostra não é muito extensa, os resultados devem ser interpretados com cuidado. Por qualquer meio, os testes de cointegração de Johansen mostram que a estatística de rastreamento e a estatística de autovalor máximo indicam que existem entre 2 e 7 relações de cointegração em todos os pontos de interceptação e combinações de tendências. Portanto, o modelo a ser construído deve ser o VECM, pois o teste de Johansen demonstra que existe cointegração entre as variáveis do modelo.

4.5 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

Dado que ocorrem relações de cointegração, modifica-se o modelo VAR a um modelo VECM. Um modelo VECM com quatro defasagens foi o modelo que apresentou a melhor estimação, levando em conta o R^2 das regressões, o critério de Ataike (*Akaike's Information*

Criteria – AIC) e o de Schwarz (*Schwarz's Bayesian Information Criteria – SBC*) e também o teste de quociente de probabilidade (BROOKS, 2002).

O resultado do modelo de estimação VECM é apresentado na Tabela 6. Note-se que D(*) é a notação de E -visualizações para a série em sua 1ª diferença. Por uma questão de parcimônia, os resultados do teste de cointegração de Johansen não são mostrados, nem os coeficientes estimados, nem as correspondentes estatísticas *t*. No entanto, os resultados do modelo VECM são apresentados.

Tabela 6: Resultados do modelo de estimação VECM

Amostra (ajustada)1994:3 2006:4							
Observações incluídas: 50 após os ajustes.							
Correção de erro:	D(CA)	D(FA)	D(LL)	D(NI)	D(CL)	D(EQ)	D(NR)
R-quadrado	0,969883	0,941884	0,752679	0,948550	0,914347	0,904199	0,915456
R-quadrado ajust.	0,877024	0,762693	-0,009896	0,789914	0,650249	0,608814	0,654780
Soma dos quad. residuais	1,45E+13	1,68E+13	1,31E+14	7,31E+12	7,45E+13	6,45E+13	1,51E+13
Equação S.E.	1098432,	1183791,	3299280,	780523,1	2492187,	2317949,	1121913,
Estatística F	10,44466	5,256316	0,987023	5,979400	3,462154	3,061087	3,511851
Log probabilidade	-730,7387	-734,4806	-785,7298	-713,6550	-771,7026	-768,0787	-731,7963
Akaike AIC	30,74955	30,89922	32,94919	30,06620	32,38810	32,24315	30,79185
Schwarz SC	32,20269	32,35236	34,40233	31,51934	33,84124	33,69629	32,24499
Média dependente	694281,4	963971,9	441922,1	102573,0	710278,1	1197410,	430531,9
S.D. dependente	3132301,	2430075,	3283075,	1702892,	4214065,	3706060,	1909463,
Covariância do determinante residual (dof adj.)							2,45E+81
Covariância do determinante residual							1,13E+77
Log probabilidade							-4932,054
Crítério de informação de Akaike							208,7622
Crítério de Schwarz							219,7372

Fonte: Resultados do estudo.

Na avaliação do modelo estimado VECM e levando em consideração que há quatro defasagens em cada equação e a dificuldade de interpretar cada coeficiente, especialmente devido aos sinais dos coeficientes alternarem a cada vez, é necessário examinar (i) a função de resposta ao impulso para verificar como as variáveis dependentes reagem a um choque aplicado a uma ou mais equações do sistema, e/ou (ii) a função de decomposição da variância que decompõe a variância estimada para cada variável em componentes que podem ser atribuídos a cada variável.

4.6 FUNÇÃO DE RESPOSTA A IMPULSO

A função de resposta a impulso permite observar como o modelo reage ao longo do tempo a choques aplicados às variáveis do modelo. Neste estudo a função de resposta a impulsos foi analisada por um período de dez anos, isto é, quarenta trimestres. O Gráfico 1

mostra o comportamento ao longo do tempo das variáveis endógenas a um choque sobre Ativos Circulantes.

Vê-se que no caso de um choque a uma variável de CA, as variáveis FA, LL e mesmo CA tendem ao equilíbrio mais rapidamente enquanto as variáveis NR e CL parecem ter uma memória de longo prazo. É interessante notar que as variáveis CA, LL e NI tendem a voltar os níveis antes do choque depois das oscilações enquanto as variáveis CA, CL, LL e NR mantêm a alteração a seus níveis depois do choque.

Os gráficos das funções de resposta a impulso em relação aos choques aplicados a outras variáveis contábeis ou a variáveis exógenas, bem com os resultados de decomposição da variância não são exibidos neste estudo por questões de espaço.

4.7 PREVISÕES

Com base no modelo VECM estimado, as previsões de demonstrações financeiras foram executadas com as seguintes características:

- Previsões *Ex-post*: 31/12/2002 a 31/12/2006: com o objetivo de validar a capacidade de previsão do modelo, comparando as projeções anuais com dados reais (Tabela 7);
- Previsões *Ex-ante*: 31/12/2007 a 31/12/2010 (Tabelas 8 e 9).

As previsões de curto prazo mostram que o modelo tem uma capacidade de previsão relativamente boa, sendo que uma das variáveis com uma maior previsão de erro foi o Lucro Líquido, com um valor de 1,37% acima do que ocorreu em 2002. Por períodos de mais de um ano, o modelo perde parte do seu poder de previsão, o que é normal, dado que outras variáveis que influenciam os resultados financeiros da empresa não são introduzidas no modelo.

As previsões *ex-ante* foram feitas inicialmente considerando observações passadas de variáveis endógenas e exógenas e também de alguns pressupostos a respeito do desempenho futuro das variáveis exógenas realizadas pelo Banco Central do Brasil através do Relatório Focus, do Relatório de Mercado, e da divulgação de expectativas de mercado, incluindo as instituições “Top 5”, dados da Reuters e outras considerações dos autores a respeito do comportamento futuro das variáveis: Índice de Valores de Mercados Emergentes Plus (Emerging Market Bond Index plus (Embi+)) e da London Interbank Offered Rate (Libor) - 06 Meses, dado que previsões das publicações de confiança não estavam disponíveis.

As previsões relativas às alterações anuais das contas da Petrobras foram feitas para o período de 31/12/2007 a 31/12/2010, tendo em conta um cenário provável, envolvendo as variáveis exógenas. A amostra selecionada para a previsão se refere ao período de 31/03/1990 a 31/12/2006. Foi feita através de uma simulação estocástica, com 100.000 repetições em uma solução dinâmica. Os valores estão em moeda constante de dezembro de 2006.

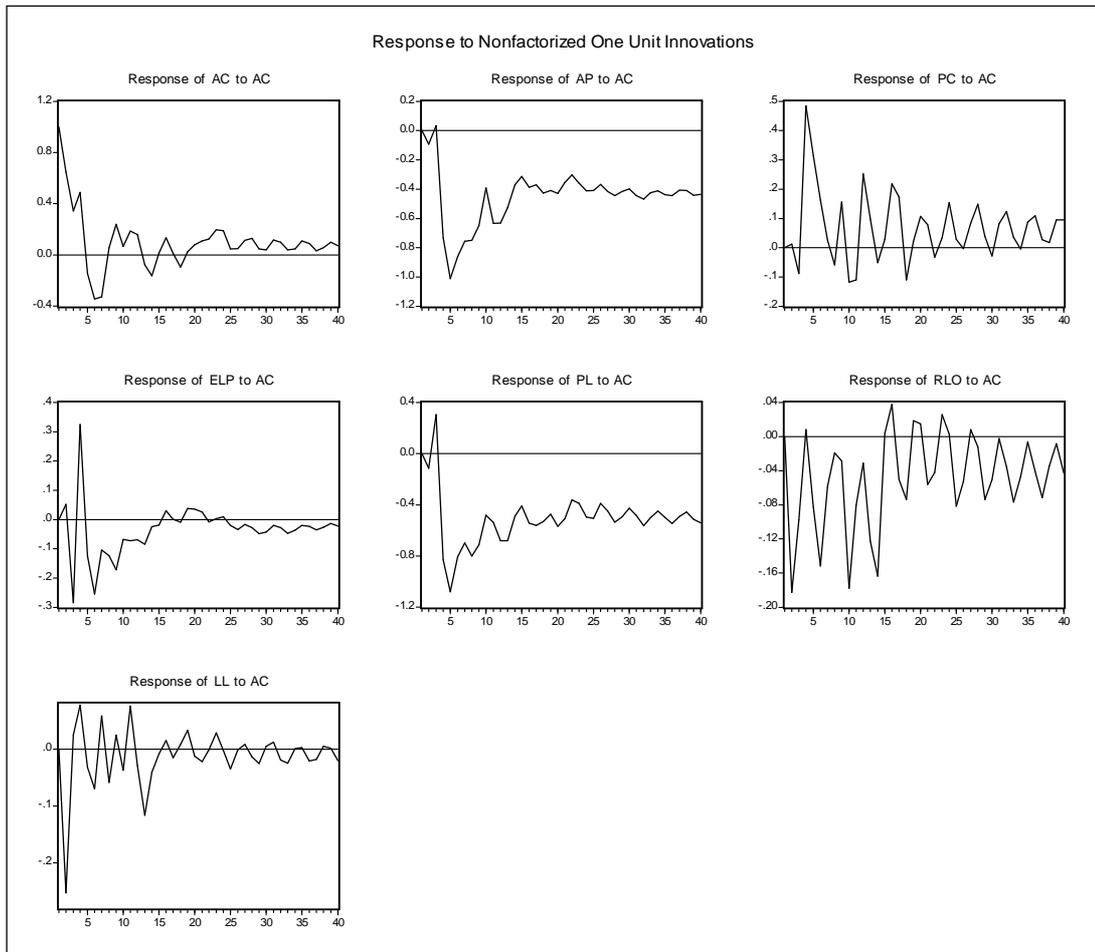


Gráfico 1: Resposta ao impulso resultante de um choque na variável CA.
 Fonte: Resultados do estudo.

Tabela 7: Comparação entre previsões *ex-post* e dados reais de 31/12/2002 a 31/12/2006

Diferenças	Projeções X Real				
	2002	2003	2004	2005	2006
BP					
AT	-0,01%	1,93%	6,46%	-5,32%	-1,88%
CA	0,26%	3,87%	16,76%	-23,00%	-24,34%
RLP	-1,25%	-9,05%	-11,26%	5,25%	9,41%
FA	1,01%	8,18%	14,07%	0,16%	5,17%
PT	-0,01%	1,93%	6,46%	-5,32%	-1,88%
CL	-1,21%	-0,92%	-2,88%	-11,60%	13,65%
LL	3,48%	-16,69%	-2,08%	-10,55%	-3,40%
EQ	-0,58%	13,28%	16,82%	0,05%	-9,38%
IS					
NR	-0,94%	0,22%	7,46%	-9,87%	-19,91%
CPV + DESP.	-1,43%	-2,21%	6,48%	-8,02%	-18,92%
NI	1,37%	8,46%	11,20%	-16,32%	-23,45%

Fonte: Resultados do estudo.

Tabela 8: Previsões de variáveis exógenas de 31/12/2007 a 31/12/2010 (valores nominais)

	31/12/2007	31/12/2008	31/12/2009	31/12/2010
Meta Selic definida pelo Copom	11,50%	10,50%	10,00%	10,00%
Juros de taxa de cambio ¹	R\$ 2,15	R\$ 2,23	R\$ 2,18	R\$ 2,22
Produto Interno Bruto ²	3,50%	3,50%	3,70%	3,75%
Índice de preços por atacado	4,48%	4,28%	4,25%	4,50%
Preço Médio de Óleo Bruto em Dubai ¹	US\$ 62,00	US\$ 60,00	US\$ 57,00 ³	US\$ 53,60
Índice de Preços ao Produtos – PPI ²	2,2%	1,9%	1,9% ³	1,9% ³
Índice de Valores de Mercados Emergentes Plus - Embi+	208 Bp ⁴	192 Bp ⁴	177 Bp ⁴	163 Bp ⁴
<i>London Interbank Offered Rate - 06 Meses</i>	5.39% ⁴	5.39% ⁴	5.39% ⁴	5.39% ⁴

(1) Valores para o final do período; (2) Valores durante o período de um ano; (3) Valores projetados pelos autores; (4) Projeções pelos autores, considerando um cenário melhor para o risco-país 1.00% trimestralmente a partir de 31/12/2006 e mantendo a Libor em 5,39% anualmente de 31/12/2006. **Fonte:** Relatório Focus(BCB), projeções de 29/12/2006; Projeções Reuters feitas em abril de 2007 e previsões do autor.

Fonte: Resultados do estudo.

Tabela 9: Previsões das variações anuais das contas da Petrobras de 31/12/2007 a 31/12/2010 (valores em R\$ 1.000)

BP	2007	2008	2009	2010
AT	11,97%	1,94%	5,93%	5,99%
CA	-21,00%	-22,88%	12,45%	16,04%
RLP	32,84%	4,22%	3,64%	1,96%
FA	20,05%	10,11%	5,45%	5,32%
PT	11,97%	1,94%	5,93%	5,99%
CL	25,27%	0,31%	0,54%	2,98%
LL	-4,71%	-3,75%	15,22%	7,26%
EQ	10,11%	4,35%	6,74%	7,25%
NR	-10,57%	0,07%	6,84%	6,87%
CPV + DESP.	-11,08%	2,53%	1,68%	4,91%
NI	-8,75%	-8,54%	26,99%	13,01%

Fonte: Resultados do estudo.

5. CONCLUSÕES

Este trabalho procurou especificar e estimar um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) com base nas demonstrações financeiras de uma empresa, tendo em conta a influência de variáveis econômicas exógenas sobre a empresa escolhida. Na verdade, o modelo desenvolvido é um modelo VECM, dada a presença de cointegração entre as variáveis do modelo. A empresa utilizada como base para a modelagem foi a Petrobras - Petróleo Brasileiro S/A. O modelo obtido foi utilizado para calcular as previsões das demonstrações financeiras.

Foi possível avaliar a relação entre as variáveis contábeis e o impacto das variáveis econômicas sobre a atividade econômica da Petrobras usando uma matriz de correlação de variáveis endógenas e exógenas e análise de causalidade por meio de um teste de Granger. Empiricamente, foram alcançadas conclusões relevantes sobre as relações entre as variáveis do modelo. Uma correlação positiva e alta pode ser observada entre as variações de Ativos

Circulantes e a Renda Líquida das Operações com as variações das outras variáveis contábeis. A correlação empírica observada entre Ativos e Passivos Circulantes corrobora a premissa de teoria da contabilidade de que deve haver uma congruência entre os ativos de curto prazo e os passivos.

Com relação ao teste de causalidade de Granger, pode-se concluir que as variáveis que precedem D(CA) são em ordem de importância: D(FA), D(CL) e D (EQ). Nenhuma variável econômica se revelou significativa. Em relação à variável D(FA), apenas as variáveis econômicas exógenas a precederam e estão em ordem decrescente de importância: D(RISCO), D(SELIC); D(PIB) e D (TAXA DE CAMBIO). Isto significa que, os investimentos ou desinvestimentos por uma empresa são feitos com base no comportamento destas variáveis.

Com relação ao Passivo, estes seriam causados por variações na Receita Operacional Líquida e ainda mais significativamente, pela variação cambial. Variáveis que teriam uma relação causal com as variações nas variáveis do Balanço são em ordem de importância decrescente: D (RISCO), D (SELIC); D (TAXA DE CAMBIO) e D(PIB). Com relação às variações da Receita Operacional Líquida da Petrobras, a única variável que demonstrou ter uma relação causal foi D(OIL), o que faz sentido uma vez que o preço do petróleo é o principal componente da renda da empresa. Com relação ao Lucro Líquido, duas variáveis revelaram-se importantes na definição de valores futuros: D(OIL) e D (NR), o que prova empiricamente que o preço internacional do petróleo e a Receita Operacional Líquida têm influência sobre o lucro da Petrobras.

A conclusão mais importante alcançada empiricamente pelo teste de causalidade de Granger é de que o preço do petróleo precede a Receita Operacional Líquida e, conseqüentemente, influencia a lucratividade da empresa. Em segundo lugar, parece haver evidência empírica de que os modelos VAR têm uma maior capacidade de previsão do que modelos de sistemas de equações múltiplas. Este fato foi descrito depois de terem sido feitas as previsões ex-post das contas anuais da Petrobras ' relativas ao período de 31/12/2002 a 31/12/2004 e a conseqüente comparação com o estudo de De Medeiros (2004).

As previsões ex-post demonstram que existe uma forte relação entre as variações nas contas da Petrobras com as variações nas variáveis econômicas. Isto significa que foi possível verificar que, desde que a Petrobras é a maior empresa no Brasil, suas contas variam muito

mais de acordo com as variações de mercado do que de acordo com qualquer modelo de gestão tenha sido adotado.

As previsões dos modelos ex-ante mostram uma tendência positiva para o Lucro Líquido. Esta conclusão levanta considerações sobre as variáveis exógenas do modelo que, em geral, prevê um cenário macroeconômico mais estável para o país, por exemplo, um aumento significativo no PIB, a manutenção do nível da taxa de câmbio, inflação estável, diminuindo o risco-país, queda nas taxas de juros nominais e um preço do petróleo internacional mais baixo.

Isto significa que as variáveis previstas trazem consigo a memória de turbulência passadas envolvendo variáveis exógenas e suas próprias variáveis endógenas. Como tal, pode-se notar que o lucro líquido previsto para 2007 e 2008 tem um crescimento negativo, apesar de essa tendência se inverter a partir de 2010. Uma análise fundamentalista das contas projetadas revela uma relativa estabilidade ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

ABRAS, M. A. *Finanças Corporativas e Estratégia Empresarial: Turbulência do Ambiente, Alavancagem Financeira e Performance da Empresa no Ambiente de Negócios Brasileiros. XXVII EnANPAD – Encontro Anual da ANPAD, Atibaia – SP: Anais..., EnANPAD, setembro, 2003.*

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance** (Econometria Introdutória para Finanças). Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and Tests of Present Value Models (Cointegração e Testes de Modelos de Valor Presente), **Journal of Political Economy**, vol. 95, n. 5, 1987, pp. 1062-1088.

DE MEDEIROS, O. R. Modelagem Econométrica das Demonstrações Financeiras. **UnB Contábil**, vol. 7, n. 1, 2004.

DE MEDEIROS, O. R. **An Econometric Model of a Firm's Financial Statements**. (Um modelo econométrico de Demonstrações Financeiras de uma empresa) SSRN Working Paper Series, Disponível em <<http://ssrn.com/abstract=683503>> Acessado em 10 de março de 2005.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distributions of the estimates for autoregressive time series with a unit root (Distribuições das estimativas para séries temporais auto-regressivas com uma raiz unitária). **Journal of the American Statistical Association**, vol. 74, n. 366, 1979. pp. 427-431.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root (Probabilidade Estatística Relação de Séries Temporais Autoregressivas com uma raiz unitária). **Econometrica**, vol. 49, n. 4, 1981. pp. 1057-72.

ENDERS, W. **Applied econometric time series** (Séries temporais econométricas aplicadas). New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing (Cointegração e Correção de Erros: Representação Estimação e Testes). **Econometrica**, vol. 55, n. 2, pp. 251-276, 1987.

ENGLE, R.F.; YOO, B.S. Forecasting and Testing in Cointegrated Systems (Previsão e Testes em Sistemas Cointegrados). **Journal of Econometrics**, vol. 35, n. 1, pp. 143-59, 1987.

ERAKER, B. **Predicting Asset Returns using Autoregressive Latent Component Models**. (Previsão de retornos de ativos utilizando modelos de Componentes Latente Autoregressivos) Disponível em: <<http://www.econ.duke.edu/~bjorne/LFMpaper.pdf>> Acessado em 2 de dezembro de 2005.

GEROSKI, P. A. The Growth of Firms in Theory and in Practice (O crescimento das empresas na Teoria e na Prática). **London Business School**. Available at: <<http://www.druid.dk/conferences/summer1998/conf-papers/geroski.pdf>> Acessado em 2 de dezembro de 2005.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-spectral Methods (Investigando as relações causais de modelos econométricos e Métodos trans-espectrais). **Econometrica**, vol. 37, n. 3, pp. 424-38, 1969.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo, Makron Books, 2000.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis** (Análise de Séries Temporais). Princeton: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling** (Usando análise de cointegração e modelagem econométrica). Hampstead: Prentice Hall, 1995.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors (Análise Estatística de Vetores Cointegrantes). **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol. 12, n. 2-3, 1988. pp. 231-254.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money (Estimação de probabilidade máxima e inferência sobre a cointegração com aplicação à demanda monetária). **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 52, n. 2, pp.169-209, 1990.

LITTERMAN, R. Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions (Técnicas de Previsão Usando Autoregressões Vetoriais). **Federal Reserve Bank of Minneapolis**. Working Paper No. 15, 1979.

LITTERMAN, R. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience (Previsões com Autoregressões Bayesianas de Vetores cobrindo Cinco Anos de Experiência). **Journal of Business and Economic Statistics**, vol. 4, n. 1, pp. 25-38, 1986.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis** (Introdução à análise de séries temporais múltiplas). Berlin: Springer-Verlag, 2 ed., 1993.

MCNEES, S. K. Forecasting Accuracy of Alternatives Techniques: A Comparison of US Macroeconomic Forecasts (Estimando a Precisão de Técnicas Alternativas: Uma Comparação de Estimativas Macroeconomicas dos Estados Unidos). **Journal of Business and Economic Statistics**, vol. 4, n.1, pp. 5-15, 1986.

MUMFORD, K. Strikes and Profits: considering an asymmetric information model. (Greves e Lucros: consideando um modelo de informação assimétrico). **Applied Economics Letters**, vol. 3, n. 8, p. 545- 548, 1996.

OGAWA, K. Monetary Transmission and Inventory: Evidence from Japanese Balance-Sheet Data by Firm Size. (Transmissão Monetária e Estoques: Evidências de Dados de Balanço Japoneses por Tamanho de Empresa). **Japanese Economic Review**, vol. 53, n. 4, p. 425, 2002.

OXELHEIM, L. The Impact of Macroeconomic Variables on Corporate Performance - What Shareholders Ought to Know? (O Impacto de Variáveis Macroeconômicas no Desempenho Corporativo – Que devem saber os Acionistas?). SSRN Working Paper Series, Disponível em <http://ssrn.com/abstract=1010860>, 2002.

OXELHEIM, L.; WIHLBORG C. **Macroeconomic Uncertainty – International Risks and Opportunities for the Corporation** (Incerteza Macroeconômica – Riscos Internacionais e Oportunidades para a Corporação). Chichester: John Wiley, 1987.

OXELHEIM, L.; WIHLBORG C. **Managing in the Turbulent World Economy – Corporate Performance and Risk Exposure** (Gestão numa Economia Mundial em Turbulência – Desempenho Corporativo e Exposição ao Risco). Chichester: John Wiley, 1997.

PEREZ-QUIROS; TIMMERMANN. Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns (Tamanho da Empresa e Variações Cíclicas no Retorno de Ações). **Journal of Finance**, vol. 55, n. 3, pp. 1229, 2000.

SALTZMAN, S. An Econometric Model of a Firm (Um Modelo Econométrico de uma Empresa). **Review of Economics and Statistics**, vol. 49, n. 3, pp. 332-342, 1967.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality (Macroeconomia e Realidade). **Econometrica**, v. 48, n. 1, pp. 1-48, 1980.

VERBEEK, M. **A Guide to Modern Econometrics**. (Um Guia à Econometria Moderna). Chichester: John Wiley, 2004.