



**ISSN 2238-118X**

# ***CADERNOS CEPEC***

***V. 4 N.2 Fevereiro de 2015***

**Análise da Exportação de Madeira do Pará em Período Recente**

Jorge Eduardo Macedo Simões  
Edson da Silva e Silva  
David Costa Correia Silva

**Centro de Pesquisas Econômicas da Amazônia**



**CADERNOS CEPEC**

**Publicação do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Pará**  
**Periodicidade Mensal – Volume 4 – N° 02 – Fevereiro de 2015**

**Reitor: Carlos Edilson de Oliveira Maneschy**

**Vice Reitor: Horácio Shneider**

**Pró-Reitor de Pesquisa e Pós Graduação: Emmanuel Zagury Tourinho**

**Instituto de Ciências Sociais Aplicadas**

**Diretor: Carlos Alberto Batista Maciel**

**Vice Diretor: Manoel Raimundo Santana Farias**

**Coordenador do Mestrado em Economia: Sérgio Luis Rivero**

**Editores**

**José Raimundo Barreto Trindade**

**Sérgio Luis Rivero**

**Conselho Editorial Provisório**

**Armando Souza**

**Marcelo Diniz**

**Ricardo Bruno**

**Francisco Costa**

**José Trindade Danilo**

**Fernandes**

**Gilberto Marques**

**Sérgio Rivero**

**Gisalda Filgueiras**

**Márcia Jucá Diniz**

---

**Comentários e Submissão de artigos devem ser encaminhados ao**

**Centro de Pesquisas Econômicas da Amazônia, através do e-mail: [jrtrindade@uol.com.br](mailto:jrtrindade@uol.com.br)**

**Página na Internet: <http://www.ppgeconomia.ufpa.br/>**

---

***Cadernos CEPEC***  
***Missão e Política Editorial***

Os Cadernos CEPEC constituem periódico mensal vinculado ao Programa de Pós-graduação em Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA) da Universidade Federal do Pará (UFPA). Sua missão precípua constitui no estabelecimento de um canal de debate e divulgação de pesquisas originais na grande área das Ciências Sociais Aplicadas, apoiada tanto nos Grupos de Pesquisa estabelecidos no PPGE, quanto em pesquisadores vinculados a organismos nacionais e internacionais. A missão dos Cadernos CEPEC se articula com a solidificação e desenvolvimento do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE), estabelecido no ICSA.

A linha editorial dos **Cadernos CEPEC** recepciona textos de diferentes matizes teóricas das ciências econômicas e sociais, que busquem tratar, preferencialmente, das inter-relações entre as sociedades e economias amazônicas com a brasileira e mundial, seja se utilizando de instrumentais históricos, sociológicos, estatísticos ou econométricos. A linha editorial privilegia artigos que tratem de Desenvolvimento social, econômico e ambiental, preferencialmente focados no mosaico que constitui as diferentes “Amazônias”, aceitando, porém, contribuições que, sob enfoque inovador, problematize e seja propositivo acerca do desenvolvimento brasileiro e, ou mesmo, mundial e suas implicações.

Nosso enfoque central, portanto, refere-se ao tratamento multidisciplinar dos temas referentes ao Desenvolvimento das sociedades Amazônicas, considerando que não há uma restrição dessa temática geral, na medida em que diversos temas conexos se integram. Vale observar que a Amazônia Legal Brasileira ocupa aproximadamente 5,2 milhões de Km<sup>2</sup>, o que corresponde a aproximadamente 60% do território brasileiro. Por outro lado, somente a Amazônia brasileira detém, segundo o último censo, uma população de aproximadamente 23 milhões de brasileiros e constitui frente importante da expansão da acumulação capitalista não somente no Brasil, como em outros seis países da América do Sul (Colômbia, Peru, Bolívia, Guiana, Suriname, Venezuela), o que a torna uma questão central para o debate da integração sul-americana.

***Instruções para submissão de trabalhos***

Os artigos em conformidade a linha editorial terão que ser submetidos aos editorialistas, em Word, com no máximo 25 laudas de extensão (incluindo notas de referência, bibliografia e anexos). Margens superior e inferior de 3,5 e direita e esquerda de 2,5. A citação de autores deverá seguir o padrão seguinte: (Autor, data, página), caso haja mais de um artigo do mesmo autor no mesmo ano deve-se usar letras minúsculas ao lado da data para fazer a diferenciação, exemplo: (Rivero, 2011, p. 65 ou Rivero, 2011a, p. 65). Os autores devem fornecer currículo resumido. O artigo deverá vir obrigatoriamente acompanhado de Resumo de até no máximo 25 linhas e o respectivo Abstract.

## Sumário

1. INTRODUÇÃO .....	6
2. A INDÚSTRIA MADEIREIRA NA ECONOMIA DO ESTADO .....	7
2.1. PROBLEMÁTICAS EXISTENTES .....	10
2.2. A PARTICIPAÇÃO DOS PRODUTOS MADEIREIROS NA PAUTA DE EXPORTAÇÃO. 12	
3. MODELO EMPÍRICO .....	14
Para compor o modelo foram utilizados dados mensais de Janeiro de 1994 a Dezembro de 2012 referentes à: Peso Líquido (T) de Madeira Serrada Exportada pelo Estado do Pará, disponibilizados pela Secretaria de Comercio Exterior - SECEX; Preço Unitário Real da Madeira Serrada (FOB/IPC); e a Taxa de Câmbio Efetiva por Dólar Americano (CAMBIO) do IPEA-DATA.....	15
3.1. MODELO DE VETORES AUTO REGRESSIVOS (VAR).....	15
3.2 MODELO DE CORREÇÃO DE EQUILÍBRIO OU DE CORREÇÃO DE ERRO .....	16
4. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	17
4.1. REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DAS VARIÁVEIS DO MODELO .....	17
4.2. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO .....	17
4.3. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA .....	18
4.4. TESTE DE COINTEGRAÇÃO .....	21
4.5. MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERRO .....	21
4.6. ANÁLISE DA FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA E DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA .....	22
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	24
REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS .....	25

## **Análise da Exportação de Madeira do Pará em Período Recente**

Jorge Eduardo Macedo Simões<sup>1</sup>

Edson da Silva e Silva<sup>2</sup>

David Costa Correia Silva<sup>3</sup>

### **Resumo**

Este artigo analisa a atividade madeireira no Pará e sua relação com o comércio exterior, mas especificamente a relação da atividade madeireira na pauta de exportação do estado, verificando se existem relações de longo prazo entre as variáveis, e, por conseguinte, analisando o poder preditivo para a quantidade de madeira exportada no período de 1997-2012. Utilizou-se um tratamento econométrico através das técnicas de cointegração e aplicação do modelo de vetores auto-regressivos e correção de erros. Os resultados dos testes evidenciam a ocorrência de cointegração assegurando a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis, ou seja, que as mesmas movem-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de equilíbrio de longo prazo. Além disso, o modelo de correção de erro apresenta confiabilidade de 42%. As decomposições das variâncias indicam que a variável FOB/IPC explica maior parte das flutuações de curto e longo prazo no peso líquido (T).

**Palavras-chave:** Atividade Madeireira; Comércio Exterior; Vetores Auto-Regressivos.

### **Abstract**

This article looks at logging in Pará and its relationship with the trade, but specifically the relationship of logging in the export status, checking if there are long-term relationships between variables, and therefore analyzing the predictive power the quantity of wood exported in the period 1997-2012. We used a treatment through econometric techniques of cointegration and application of the model vector autoregressive and error correction. The test results showed the occurrence of cointegration ensuring the presence of a linear link between trends of stochastic variables, namely that they move together stochastically over time in the direction of long term equilibrium. In addition, the error correction model presents reliability of 42%. The decompositions of variances indicate that the variable FOB / IPC explains most of the fluctuations in the short and long term NET WEIGHT (T).

**Key words:** Activity Lumber; Foreign Trade; Vector Auto-Regressive.

---

<sup>1</sup> Economista, Mestre em Economia pelo PPGE/UFPA e Aluno de doutorado em Economia da Universidade Federal do Ceará (UFC).

<sup>2</sup> Economista e Aluno de mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Pará (PPGE/UFPA).

<sup>3</sup> Economista, Mestre em Economia pela PPGE/UFPA e Aluno de doutorado em Desenvolvimento Sustentável do Núcleo de Altos Estudos Amazônicos (NAEA/UFPA).

## 1. INTRODUÇÃO

A extração madeireira na Amazônia foi responsável por dinamizar a economia de muitos municípios paraenses. Sua prática ajudou na inserção de outras atividades, principalmente no setor agrícola, uma vez que as áreas de onde eram retiradas as madeiras ficavam propícias ao desenvolvimento de práticas de cultivos agrícolas. As imensas áreas desflorestadas nas últimas décadas foram ocupadas por atividades do setor agropecuário em especial a pecuária, para o desenvolvimento da produção bovina. A criação de gado nas áreas desmatadas consolidou no Pará mais um ciclo produtivo<sup>4</sup> no estado.

Com a inserção da Região Amazônica no cenário econômico nacional a partir da década de 1960 e com os incentivos concedidos ao povoamento da região, a exploração madeireira se tornou a principal atividade econômica. Naquele momento iniciava-se também a atividade econômica mineral, convergindo assim para mais um ciclo produtivo no Pará, que juntamente com o agropecuário e o madeireiro formataram a economia do estado em bases essencialmente primárias (MONTEIRO, 2005).

Naquele contexto a atividade madeireira se evidenciou através da própria lógica assumida pelo governo federal que incentivava o desenvolvimento da Amazônia com base na extração dos recursos naturais como madeira e minério, que por via de regra tinha boa parte da comercialização desses produtos destinada ao exterior. Já na década de 1980 com os efeitos provocados pela crise internacional do petróleo nos anos 70, e que favoreceram para o aumento dos juros americanos, os financiamentos captados pelo governo brasileiro para a indução do desenvolvimento econômico nacional, e que serviram para a ampliação do parque industrial brasileiro e construção de estradas, se revelaram em uma enorme dívida brasileira. A saída para esse endividamento era a captação de divisas, adquirida pela via do comércio exterior. Para isso a Amazônia passou a ser vista como um importante espaço fornecedor de recursos naturais imprescindíveis para a manutenção das relações comerciais internacionais tendo, assumindo assim um grande papel nas contas nacionais (LIRA, SILVA e PINTO, 2009).

Assim, observa-se que a exploração madeireira traz consigo impactos relevantes na economia como, por exemplo, na ampliação e diversificação da composição do Produto Interno Bruto (PIB) e do mercado de trabalho das regiões envolvidas. Santana, Santos e Oliveira (2010, p.3) informam que o setor floresta tem alto peso na economia paraense pelos empregos, renda e divisas que gera<sup>5</sup>. Segundo esses autores, em 2008, esse setor apresentou um valor adicionado de US\$ 4,46 bilhões e 30.481 empregos, participando, respectivamente com 9,6% e 3,6% do PIB e do emprego total do território paraense, sendo relevante ainda o fato de que esta atividade internaliza grande parte da renda e do emprego no local onde se estabelece, portanto é um setor estratégico para o desenvolvimento rural na Amazônia.

Além da dinamicidade econômica interna que a exploração da madeira proporciona ao estado do Pará, é relevante verificar a importância do setor para a balança comercial do estado, no que diz respeito à entrada de divisas externas no país. Contudo, apesar da importância econômica, não se pode ignorar a questão ambiental na qual a extração de

---

<sup>4</sup>A relação estabelecida entre a atividade madeireira e a bovina ditou uma nova realidade econômica na região a partir de 1960, antes estabelecida pela extração de látex das seringueiras para a produção de borracha no início e meados do século XX, além de outros produtos extraídos da floresta (MONTEIRO, 2005).

madeira está imersa, visto que a exploração desse recurso natural desmedidamente compromete a fauna e a flora existentes. Nesse sentido, cabe verificar que as pressões internas e externas que o setor tem recebido nas últimas décadas vêm moldando o mercado madeireiro.

Considerando a descrição do cenário acima, cresce a importância de analisar-se a atividade madeireira no Pará e a sua relação com o comércio exterior, utilizando modelos que sejam capazes de analisar os efeitos dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo. Na literatura especializada vários são os modelos com este propósito, destacando-se a abordagem de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e Vetores de Correção de Erros (VEC)<sup>6</sup>. O impacto no preço da madeira serrada e a taxa de câmbio efetivo são alguns desses choques.

É com base nesse entendimento que o presente trabalho tem como objetivo: analisar a atividade madeireira no Pará e sua relação com o comércio exterior, mas especificamente (i) identificar a relação da atividade madeireira na pauta de exportação do estado; (ii) verificar se existem relações de longo prazo entre as variáveis (Peso Líquido (T) de Madeira Serrada Exportada pelo Estado do Pará; Preço Unitário Real da Madeira Serrada (FOB/IPC); e a Taxa de Câmbio Efetiva por Dólar Americano (CAMBIO)); (iii) analisar o poder de previsão dos Modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e Vetores de Correção de Erros (VEC) para estimar a quantidade de madeira serrada exportada no Estado do Pará.

Para isso este trabalho apresenta-se dividido em 5 seções, além da introdução, na segunda retrata-se sobre a atividade madeireira na economia paraense destacando os problemas existentes; e a participação dos produtos madeireiros na pauta de exportação do Brasil, Região Norte e seus respectivos Estados. Na terceira seção é apresentado o modelo empírico de vetores auto-regressivos e correção de erros. E posteriormente na quarta seção à estimação e análise dos resultados e, por fim, as considerações finais.

## 2. A INDÚSTRIA MADEIREIRA NA ECONOMIA DO ESTADO

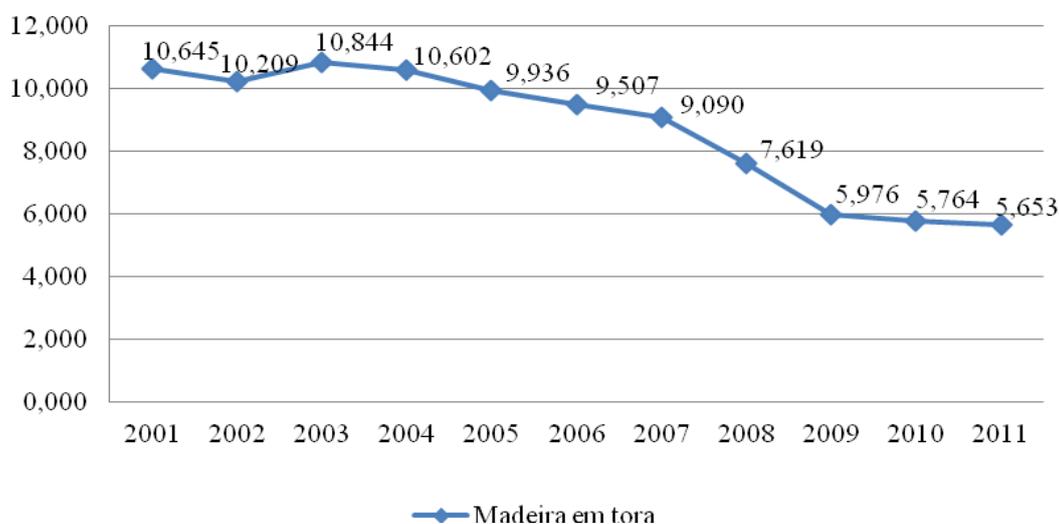
Durante muito tempo a extração madeireira no estado foi realizada com base na comercialização de madeiras nobres. Nos últimos anos madeiras consideradas de baixo valor no mercado passaram a ter grande procura, principalmente pela construção civil. Segundo Santana, Santos e Oliveira (2010), esta realidade está criando uma oportunidade para a comercialização de novas espécies de madeiras, algumas desconhecidas do mercado e outras que antes eram destinadas à indústria de compensados e laminados.

---

<sup>6</sup>Segundo Gujarati (2000) as principais virtudes do método VAR quando comparado com os modelos estruturais, de equações simultâneas são: não é preciso se preocupar em determinar quais variáveis são endógenas, quais variáveis são exógenas, todas as variáveis em um VAR são endógenas<sup>6</sup>; a estimação é simples, isto é, o método usual é Mínimos Quadrados Ordinários – MQO para cada equação separadamente; as previsões obtidas por este método são em muitos casos melhores que aquelas obtidas pelos modelos mais complexos de equações simultâneas. Os críticos da modelagem VAR apontam os seguintes problemas: um VAR é atóxico, pois ele usa menos informação a priori; por causa de sua ênfase na previsão, o modelo VAR é menos adequado à análise de políticas; o maior desafio prático da modelagem VAR é escolher o comprimento certo da defasagem; em termos estritos, em um modelo VAR de  $g$  variáveis, todas as  $g$  variáveis devem ser (em conjunto) estacionárias. Se não for esse o caso, teremos de fazer a transformação adequada dos dados (por exemplo, tomando a diferença de primeira ordem). Os resultados dos dados transformados podem ser insatisfatórios; muitas vezes é difícil interpretar os coeficientes individuais no modelo VAR estimados, quem adota essa técnica frequentemente estima a denominada função impulso resposta – FIR.

Ainda de acordo com Santana, Santos e Oliveira (2010) a maior parte da produção de madeira se deu basicamente em toras. Segundo esses autores, esse tipo de produção foi perdendo destaque, é que confirma o IBGE. Em 2008, segundo o Instituto, a extração de madeiras foi de 7,619 milhões de m<sup>3</sup>, quantidade inferior em 16,18% à produção de 2007 (conforme Gráfico 1). Esse volume vem declinando continuamente desde 1994, quando a produção de madeira em tora atingiu 44,54 milhões de m<sup>3</sup>. Entre 2000 e 2005 a produção média de madeira em tora do Pará foi de 10,5 milhões de m<sup>3</sup>, portanto, a produção de 2008 foi 73% da produção média extraída ao longo da primeira metade da década de 2000 e de apenas 17,10% da produção de 1994.

Gráfico 1: Quantidade de madeira extraída em milhões de m<sup>3</sup> no estado do Pará entre 2001 e 2011.

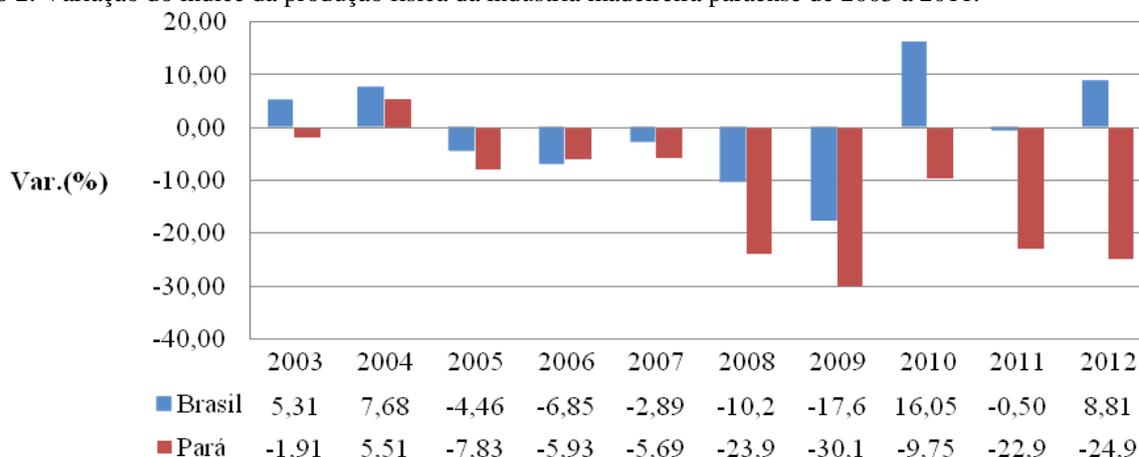


Fonte: PIM/IBGE.  
Elaboração dos autores.

Para Figueiredo, Lopes e Filgueiras (2005), o Pará é o estado da Região Amazônica que mais explorou sua base de recursos madeireiros, no entanto, da extração até a etapa de comercialização o setor apresentou pouco encadeamento, o que resultou em um PIB menos impactante na comparação com outros setores. A saída apresentada por Figueiredo *et al* diz respeito à intervenção pública no processo produtivo da atividade madeireira com indução à industrialização de diversos segmentos do setor. A fragilidade do Setor é evidente quando avaliamos o quanto a atividade tem perdido na produção industrial nos últimos anos (ver Gráfico 2).

Ao longo dos anos em que a indústria madeireira se desenvolveu no Pará o processo de beneficiamento da madeira apresentou-se tímido, a maior parte da indústria ficou concentrada na atuação das serrarias onde no máximo as toras eram serradas. Com o combate à exploração ilegal de madeira e o aumento da fiscalização às madeireiras que operavam de forma irregular, muitas serrarias deixaram de existir ou passaram a funcionar com baixa operacionalidade.

Gráfico 2: Variação do índice da produção física da indústria madeireira paraense de 2003 a 2011.



Fonte: PIM/IBGE.

Elaboração dos autores.

O cerco montado contra a exploração ilegal de madeira produziu alguns efeitos que mudaram a realidade da indústria madeireira no estado. Isso porque o Governo Federal interviu no Setor de duas formas: combatendo a exploração irregular e fortalecendo a gestão das florestas públicas através da Lei nº 11.284/06. Essa Lei inaugurou um novo modelo de extração madeireira com base em concessões de áreas florestais. Atendendo a Lei nº 11.284/2006 o Governo do Pará instituiu através da Lei nº 6.963/2007 o Instituto de Desenvolvimento Florestal do Estado do Pará (IDEFLOR), com o objetivo de proteger as florestas públicas, regulando o acesso e gerando benefícios sociais, ambientais e econômicos por meio da produção sustentável.

A partir de então as empresas madeireiras no estado tiveram que otimizar suas produções com base na redução dos custos, uma vez que se tornando escassa a madeira o preço aumentaria; no aumento dos lucros, com o mercado restrito às poucas empresas autorizadas o preço do produto se elevaria; na redução do desperdício, já que a escassez da madeira associada às novas tecnologias resultaria em maior utilização dos resíduos e aproveitamento da madeira.

O ponto diferencial da estratégia do programa de concessão de florestas públicas diz respeito ao fundamento de racionalidade que atribui a utilização dos recursos naturais, ao exigir a tecnologia de manejo e criar regras para a extração de produtos florestais madeireiros e não madeireiros (SANTANA; SANTOS e OLIVEIRA, 2010).

Com relação ao comércio internacional os produtos da indústria madeireira apresentaram nítida tendência de queda nas vendas em 2008, quando registrou exportação de US\$ 635 milhões, no ano anterior o valor exportado foi de US\$ 799 milhões, uma redução de 21%. Em 2010 as exportações de produtos de origem madeireira voltaram a apresentar crescimento, fator repetido em 2011. Uma das causas deste comportamento foi a regulação da atividade madeireira, com relação à obrigação dos planos de manejo florestal, com vista a retomar a extração de produtos madeireiros com origem legal (SANTANA; SANTOS e OLIVEIRA, 2010).

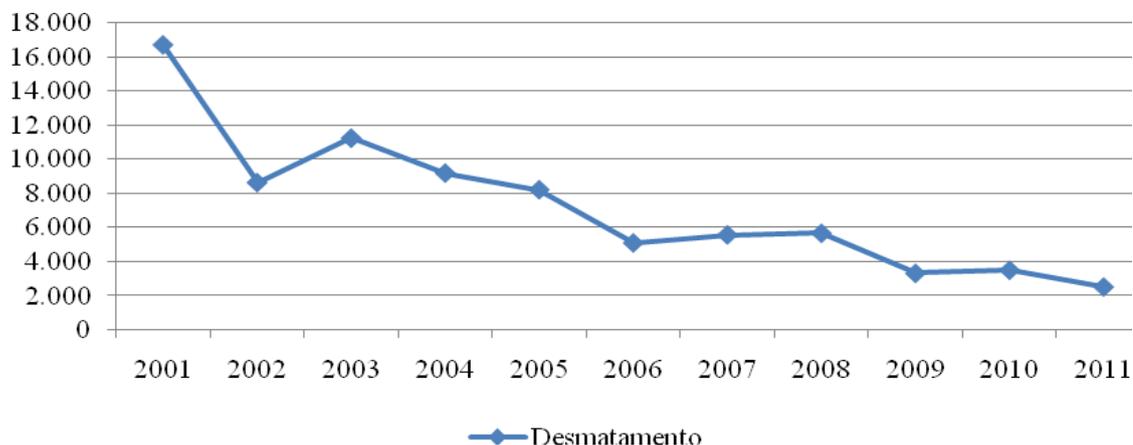
## 2.1. PROBLEMÁTICAS EXISTENTES

A extração madeireira carrega em si o estigma de atividade provocadora de degradação do meio ambiente, isso porque a exploração extensiva de madeira no Pará responde por boa parte do desmatamento nas áreas de floresta nativa da Amazônia, o que é visto pelos ambientalistas como um fator que compromete os serviços ambientais realizados pela floresta, entre eles destacam-se: precipitação de chuvas, absorção de calor, emissão de oxigênio, captação de dióxido de carbono, entre outros (IMAZON, 2011).

Contudo, nos últimos anos o desmatamento na região diminuiu, após ter atingido um nível elevado de desflorestamento no ano de 2001 chegando a 16.716 km<sup>2</sup> de área desmatada (ver Gráfico 3). Porém esse resultado não foi reflexo somente do avanço da atividade madeireira, a pecuária, por exemplo, teve papel fundamental nesse processo.

O embate entre a atividade madeireira e o meio ambiente provocou repercussão no cenário nacional e mundial, por estarem no âmbito das discussões sobre alterações climáticas e sustentabilidade econômica. Essas discussões conduziram a um maior rigor das autoridades sobre atividades econômicas indutoras de degradação ambiental. Dessa forma os anos posteriores a 2001, como mostra o gráfico à cima, apresentaram redução do desmatamento no Pará. O grande foco dado a essa questão contribuiu para exigências antes nunca enfatizadas, como por exemplo, a apresentação de “selos verdes” comprovando a origem da madeira em todo seu processo de extração. O resultado disso foi uma baixa no volume de produção da indústria madeireira, como já mostrado no Gráfico 2 da seção anterior, uma vez que boa parte da madeira era extraída ilegalmente.

Gráfico 3: Desmatamento em km<sup>2</sup> no estado do Pará entre 2001 e 2011.



Fonte: Pará (2011).  
Elaboração dos autores.

Em 2007 uma retomada no crescimento do desmatamento ao patamar de 9,20% resultou em uma área desflorestada de 5.585km<sup>2</sup>, uma das maiores da década. A resposta a essa situação foi dada em 2008 por uma grande operação da polícia federal, juntamente com o IBAMA, denominada Arco de Fogo, que culminou no fechamento de várias serrarias em diferentes municípios do estado. Paralelo a esse acontecimento a crise financeira dos EUA, outro grande evento, dessa vez no âmbito internacional, ajudou a desestabilizar a relação da

indústria madeireira paraense com o comércio exterior, uma vez que os Estados Unidos era (e ainda é) o maior comprador dos produtos madeireiros do Pará. Em 2006 a demanda do país Norte Americano pelos produtos de origem madeireira do estado era de 36% da produção madeireira paraense destinada à exportação, participação que caiu nos anos seguintes chegando a 26% em 2011. Em 2012 retornou ao patamar de 36% com um valor exportado de US\$ 113,331 milhões.

Contudo o comércio exterior sempre foi propício aos produtos madeireiros originários do Brasil em especial da Amazônia (IMAZON, 2010). No entanto a própria dinâmica produtiva global, levando em consideração aspectos importantes da oferta e da demanda, contribuiu para a estagnação do consumo de produtos de origem madeireira. Essa afirmativa pode ser facilmente constatada pela enorme variedade de produtos fabricados de matéria prima derivada do petróleo como os plásticos e materiais sintéticos. Esses produtos passaram a dar origem a diferentes objetos anteriormente fabricados de madeiras, como: mesas, cadeiras, portas, forros, etc. Assim, apesar da grande contenção sofrida pelo setor madeireiro, através das vias de proteção do meio ambiente, um dos fatores que também foi decisivo para a declínio do setor foi à substituição dos produtos originários da madeira por produtos originários do petróleo.

Muito embora, esses acontecimentos induziram a atividade madeireira do estado a um novo modelo de produção baseado na madeira oriunda de reflorestamento, no entanto, os produtos de origem madeireira do estado passaram a encontrar dificuldades nesse segmento por concorrerem com produtos da região sudeste do Brasil, onde apresentam maior competitividade por terem no processo industrial maior emprego de tecnologia, que além de agregar valor à produção, aumenta a produtividade e diminui os custos.

## 2.2. A PARTICIPAÇÃO DOS PRODUTOS MADEIREIROS NA PAUTA DE EXPORTAÇÃO

O estado do Pará foi responsável por 16,79% do total das exportações de produtos originários da madeira do Brasil no ano de 2012, algo em torno de US\$ 317 milhões. A participação do estado na pauta de exportação do país o posicionou como o segundo estado brasileiro de maior valor exportado no setor madeireiro, ficando atrás somente do Paraná. Entre os estados da Região Amazônica o Pará liderou as exportações de produtos originários da madeira com 51% do valor comercializado com exterior, como mostra a tabela a baixo. Além do valor exportado o volume também é algo considerável representando 42% da quantidade em toneladas destinada pra fora do país em 2012.

Tabela 1: Exportação de produtos originários da madeira pelos estados da Região Amazônica no ano de 2012.

Exportação de Produtos Originários da Madeira	US\$ (FOB)	Toneladas	Part. (%)
<b>Brasil</b>	<b>1.887.656.066</b>	<b>3.144.879.365</b>	<b>100</b>
<b>Região Amazônica</b>	<b>617.502.645</b>	<b>592.766</b>	<b>32,71%</b>
Pará	316.904.589	250.628,897	16,79%
Mato Grosso	100.859.512	104.296,428	5,34%
Rondônia	37.410.647	33.568,864	1,98%
Amapá	20.778.876	171.929,519	1,10%
Amazonas	10.515.215	15.032,743	0,56%
Acre	5.353.824	4.815,502	0,28%
Roraima	6.927.393	12.289,994	0,37%
Maranhão	410.921	204,438	0,02%
Tocantins	0	0	0,00%

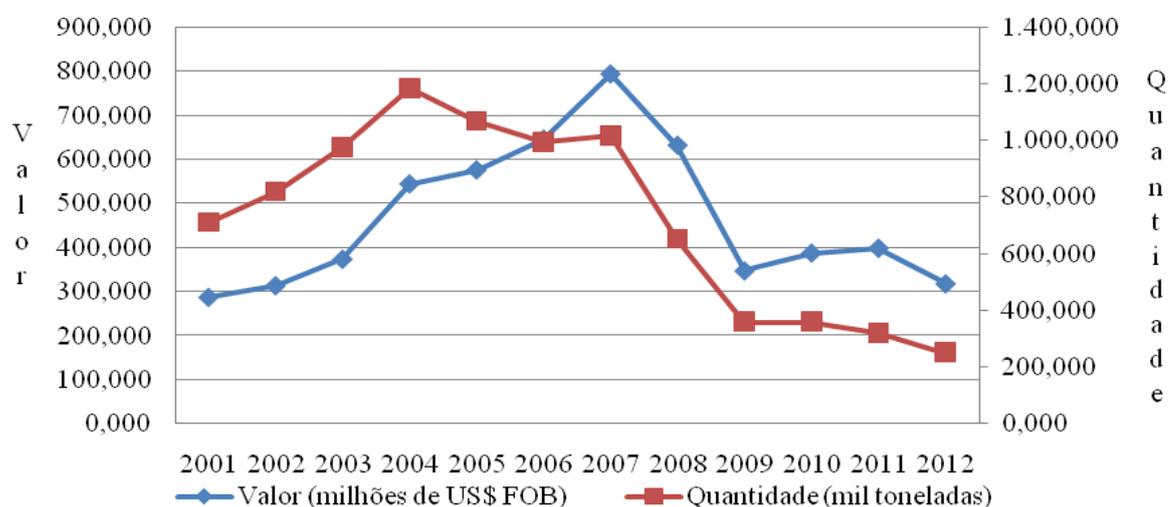
Fonte: MDIC/Aliceweb.  
Elaboração dos autores.

A expressiva participação do Pará entre os estado da Região Amazônica lhe confere grande importância no dinamismo econômico da região via setor madeireiro. Nesse sentido, na tentativa de verificar o comportamento do setor madeireiro, 2com atuação no comércio exterior, esta seção utilizou a pauta de exportação dos produtos de origem madeireira exportados pelo estado desde 2001, apesar de o levantamento permitir a observação individual dos produtos, por hora, o estudo se aterá a uma análise agrupada, levando em consideração as variáveis Valor e Quantidade, ao longo de uma série histórica de doze anos (2001-2012). Nesse período foram identificados três momentos distintos no processo de comercialização dos produtos madeireiros com o exterior, por parte da variável Valor, já na variável Quantidade couberam dois períodos de análise, como mostra o gráfico a baixo. Para verificar a dinâmica dessas variáveis ao longo do tempo foram levados em consideração os intervalos de ascensão e queda de cada uma, estruturalmente.

No primeiro momento da variável Quantidade, que vai de 2000 a 2004, nota-se um crescimento acentuado do volume de produtos exportados oriundos da madeira. O crescimento nesse intervalo foi de 63% e representou um bom momento para as exportações.

Naquele período produtos como “madeira de não coníferas perfiladas” e “madeira de Ipê serrada ou cortada em folhas”, por exemplo, alcançaram uma elevação de 124% e 284% na quantidade exportada, respectivamente.

Gráfico 4: Quantidade e Valor exportados dos produtos madeireiros entre 2001 e 2012.



Fonte: MDIC/Aliceweb.  
Elaboração do autor.

Já o segundo momento da variável Quantidade está compreendido entre os anos de 2005 e 2012, período pelo qual o setor exportador de produtos de origem madeireira esteve mergulhando em profunda recessão, chegando a reduzir suas exportações em 72%. Naquele momento vários segmentos da atividade madeireira diminuíram o ritmo de produção, o que favoreceu a uma quebra do ciclo madeireiro em várias cidades do interior do estado. A crise no setor eliminou, a partir de então, vários produtos da pauta exportadora do estado como: “madeira de mahogany serrada ou cortada em folhas (esp.>6mm)”, “madeira de virola ou balsa serrada e cortada em folhas (esp.>6mm)”, “madeira de coníferas serrada ou cortada em folhas (esp.>6mm)” etc.

Paralelo a isso o comportamento da variável Valor seguiu uma trajetória parecida com a da variável Quantidade, sendo que essa possuiu um intervalo a menos na análise aqui realizada. Assim, o primeiro período identificado da variável Valor, que vai de 2001 a 2007, apresentou crescimento das exportações dos produtos de origem madeireira, comparadamente à Quantidade. Nesse período o valor das exportações cresceram 169%, saindo de US\$ 297 milhões em 2000 para US\$ 799 milhões em 2007. Um fator importante a ser observado, e que contribuiu para esse aumento, foi o surgimento de novos produtos na pauta de exportação do estado entre os cem produtos paraenses mais vendidos para o exterior, entre eles destacaram-se: “outras madeiras perfiladas etc. não coníferas” com participação de 40% nas exportações dos produtos de origem madeireira, em 2007, além da “madeira compensada face de madeira não conífera (esp. <6mm)” e “outros painéis montados para soalhos” com 7% e 3% de participação, respectivamente.

No segundo período da variável Valor, compreendido nos anos de 2008 e 2009, acentuou-se um declínio das exportações o que reduziu a montante do valor exportado

naqueles anos. Em 2008 a redução foi de 20%, chegando a 56% no final de 2009, em comparação ao ano de 2007, melhor ano para as exportações dos produtos de origem madeireira. A decadência do setor madeireiro no estado, além de anunciar redução do valor exportado apresentou também uma inversão na participação dos produtos destinados ao exterior. O produto denominado de “outras madeiras serradas ou cortadas em folhas (esp. 6mm)” teve 23% de participação em 2007, antes, em 2000 era de 33%, ao final de 2009 esse percentual era 14%. Por outro lado a participação de “outras madeiras perfiladas não coníferas” foi de 40% em 2007, chegando em 2009 a 56%.

A inversão da participação desses produtos sinalizou uma nova realidade para a atividade madeireira no estado: o emprego de maior tecnologia na produção, aumentando o valor agregado do produto. Essa realidade caracterizou os anos de 2010 e 2011 pela retomada do crescimento do setor, 10% e 3% respectivamente, uma vez que os valores das exportações foram maiores que nos anos anteriores, mesmo com a quantidade exportada tendo mantida sua tendência declinante. No entanto, o ano de 2012 teve queda de 20% no valor das exportações. Contudo, os esses últimos anos podem ser compreendidos como um terceiro momento para o setor madeireiro voltado às exportações, já que, em se tratando de valor, ele rompeu a queda dos produtos exportados. Agora, cabe saber a trajetória futura das exportações dos produtos madeireiros a ser desenhada.

### 3. MODELO EMPÍRICO

O período para o estudo traz dados mensais entre (1994-2012), embasado pelo fato da consolidação na conjuntura política e econômica a partir de 1994, em decorrência do Plano de Estabilização Econômica, Plano Real da abertura comercial e financeira, as privatizações, a sobrevalorização do câmbio e juros elevados que culminaram numa nova dinâmica da economia brasileira.

A abordagem tradicional até meados da década de 1970 baseava-se na estimação de modelos de equações simultâneas, através da classificação das variáveis<sup>7</sup> e a imposição de restrições estruturais. Antes de estimar tais, era preciso ter certeza de que as equações no sistema eram identificadas<sup>8</sup>. Essa abordagem foi objeto de crítica por vários autores: Lucas (1976), Litterman (1979), Sims (1980), Engle e Granger (1987), Campbell e Shiller (1987), entre outros que questionavam o modelo. Em respostas a tais críticas Sims (1980) desenvolveu o modelo de Vetores Auto-Regressivos – VAR. Esse modelo não envolve o grande número de restrições impostas pelos modelos estruturais (BACEN, 2004). A ideia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas.

O VAR é simplesmente uma forma reduzida de sobreposições de algumas regressões do modelo simultâneo (GUJARATI, 2000). O modelo Vetorial Auto Regressivo – VAR é

---

<sup>7</sup>Endógenas são as variáveis conjuntamente dependentes são chamadas variáveis endógenas e são aleatórias. Essas variáveis são aquelas cujos valores são determinados dentro do modelo. As variáveis verdadeiramente não aleatórias (ou não estocásticas) são chamadas variáveis exógenas. Essas variáveis são aquelas cujos valores são determinados fora do modelo. As variáveis predeterminadas são aquelas cujos valores são determinados fora do modelo. Essas variáveis se dividem em duas categorias: exógenas (atuais e defasadas) e endógenas defasadas. As variáveis endógenas são consideradas estocásticas, enquanto as predeterminadas são tratadas como não estocásticas (Kennedy, 1993).

<sup>8</sup>Exatamente identificadas ou super-identificadas.

comumente utilizado para estimação de sistemas inter-relacionados de séries temporais e análise de impactos dinâmicos de choques sobre um sistema. Ressalta-se que uma característica dessa estrutura é que a mesma trata todas as variáveis como endógenas e em função de seus próprios valores defasados.

### ***BASES DE DADOS***

Para compor o modelo foram utilizados dados mensais de Janeiro de 1994 a Dezembro de 2012 referentes à: Peso Líquido (T) de Madeira Serrada Exportada pelo Estado do Pará, disponibilizados pela Secretaria de Comercio Exterior - SECEX; Preço Unitário Real da Madeira Serrada<sup>9</sup> (FOB/IPC); e a Taxa de Câmbio Efetiva por Dólar Americano (CAMBIO) do IPEA-DATA.

#### ***3.1. MODELO DE VETORES AUTO REGRESSIVOS (VAR)***

Na análise de series temporal cresce a importância de utilizar modelos que sejam capazes de analisar os efeitos dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo. Na literatura especializada vários são os modelos com este propósito, destacando-se a abordagem de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e Vetores de Correção de Erros (VEC).

Neste contexto, matematicamente, Um VAR pode se representado da seguinte forma matricial:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \alpha_0 z_t + \alpha_1 z_{t-1} \dots + \alpha_k z_{t-k} + u_t \quad (1)$$

Onde,  $x$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que representa as variáveis endógenas do modelo,  $z$  é um vetor ( $m \times 1$ ) que representa as variáveis exógenas do modelo.  $\beta_0$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de termos de intercepto  $\beta_1, \dots, \beta_k$  são matrizes ( $n \times n$ ) que relacionam valores defasados das variáveis endógenas a valores correntes e defasados das variáveis;  $\alpha_1, \dots, \alpha_k$  são matrizes ( $n \times m$ ) de coeficientes que relacionam valores correntes e defasados das variáveis exógenas a valores correntes das variáveis endógenas, e  $u_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de termos de erro.

Uma virtude do modelo VAR é a sua flexibilidade e a facilidade de generalização. Por exemplo, considere um VAR bivariado, onde existem apenas duas variáveis  $y_{1t}$ , e  $y_{2t}$ , cada uma cujos valores correntes dependem de diferentes combinações dos valores anteriores de  $k$ , valores das duas variáveis, e do termo de erro. Considere, também, como ordem de defasagem  $k = 1$ . Isso pode ser escrito como:

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

---

<sup>9</sup>Disponibilizado pela Secretaria de Comercio Exterior - SECEX, deflacionados através do Índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (CPI), disponível no sistema IPEA-DATA.

Onde,  $u_{1t}$  é o termo de perturbação de ruído branco com  $E(u_{it}) = 0$ ,  $(i=1,2)$ ,  $E(u_{1t} u_{2t}) = 0$ . Ou ainda,

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \beta_{21} & \alpha_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

O modelo poderia ser novamente estendido ao incluir termos de primeira diferença e relações de cointegração, ou seja, um modelo de correção de erro (VECM).

### 3.2 MODELO DE CORREÇÃO DE EQUILÍBRIO OU DE CORREÇÃO DE ERRO

Considere o modelo  $ARDL^{10}$  (1, 1) no contexto da literatura moderna de séries temporais, com duas séries  $y_t$  e  $x_t$ , que são ambas  $I(1)$ . Ao definir as primeiras diferenças  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  e  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$  podemos reorganizar,

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Para obter

$$\Delta y_t = \mu + \beta_0 \Delta x_t + (\rho_1 - 1)(y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + u_t \quad (5)$$

Onde,

$$\theta = \frac{-(\beta_0 + \beta_1)}{(\rho_1 - 1)}$$

Este modelo é conhecido como um modelo de correção de erro. Nesta forma, temos um relação de equilíbrio,  $\Delta y_t = \mu + \beta_0 \Delta x_t + u_t$  e o erro de equilíbrio  $(\rho_1 - 1)(y_{t-1} - \theta x_{t-1})$ , que representam o desvio do par de variáveis a partir desse equilíbrio.

O modelo indica que a mudança em  $y_t$  em relação ao período anterior consiste na mudança associada com o movimento em  $x_t$  ao longo do caminho de equilíbrio de longo prazo, além de uma parte  $(\rho_1 - 1)$  do desvio  $(y_{t-1} - \theta x_{t-1})$  do equilíbrio. De modo geral,  $\beta$  descreve a velocidade de ajustamento de volta ao equilíbrio, e por definição estrita, mede a proporção de erro do último período de equilíbrio para aquele em que é corrigido.

O modelo de correção de erro pode ser estimado  $n$  variáveis. O teorema de representação de Granger afirma que, se existe um modelo dinâmico linear com distúrbios estacionários e os dados são  $I(1)$ , entre as variáveis devem ser cointegradas de ordem (1, 1).

---

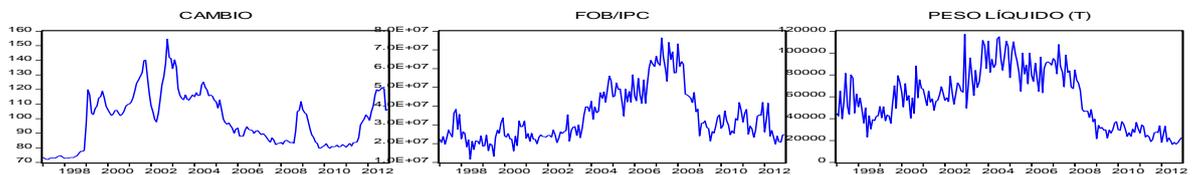
<sup>10</sup>Modelo Auto-Regressivo de Defasagem Distribuída.

## 4. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1. REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DAS VARIÁVEIS DO MODELO

Segundo Gujarati (2002) “antes de realizarem-se testes econométricos formais, é sempre bom traçar o gráfico das séries temporais estudadas. Os gráficos dão uma ideia inicial da provável natureza da série temporal”. A percepção intuitiva, através da análise gráfica, é o ponto de partida dos testes de estacionaridade formais. Neste sentido, a (FIGURA 1) demonstra o comportamento das séries de dados: CAMBIO, FOB/IPC, PESO LÍQUIDO (T).

Figura 1: Comportamento das variáveis CAMBIO, FOB/IPC, PESO LÍQUIDO (T). Entre Janeiro de 1997 e Dezembro de 2012.



Elaboração dos autores.

### 4.2. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Dada a ordem das defasagens<sup>11</sup> de cada variável, não se pode rejeitar a hipótese de que possa existir relação bicausal entre as variáveis do sistema de equações. Tendo isso em conta, e por razões práticas, a estimação do modelo testará a hipótese de que  $PESO\ LÍQUIDO\ (T)_t$ , num dado período de tempo, depende do  $PESO\ LÍQUIDO\ (T)_{t-j}$ ,  $FOB/IPC_{t-j}$ , e do  $CAMBIO_{t-j}$ . Assim, a especificação do modelo pode ser assim representada:

$$PESO\ LÍQUIDO\ (T)_t = \theta_{10} + \sum_{j=1}^k \varphi_{1j} PESO\ LÍQUIDO\ (T)_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{1j} FOB/IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} CAMBIO_{t-j} + u_{1t} \quad (6)$$

$$FOB/IPC_t = \theta_{20} + \sum_{j=1}^k \varphi_{2j} PESO\ LÍQUIDO\ (T)_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{2j} FOB/IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} CAMBIO_{t-j} + u_{2t} \quad (7)$$

$$CAMBIO_t = \theta_{30} + \sum_{j=1}^k \varphi_{3j} PESO\ LÍQUIDO\ (T)_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{3j} FOB/IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{3j} CAMBIO_{t-j} + u_{3t} \quad (8)$$

<sup>11</sup>O número de defasagens foi definido de acordo com os Critérios de Akaike (AIC), de Hannan e Quinn (HQC) e de Schwatz (BIC), os quais indicaram 4 (quatro) defasagens.

### 4.3. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para efetuar o teste de raiz unitária se recorreu aos métodos de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e de Phillips-Perron (PP), ao testar a hipótese de uma raiz unitária ser rejeitada para cada uma das variáveis.

Neste sentido, verifica-se que, em nível, os valores absolutos, tanto das estatísticas  $DFA_{\tau}$  quanto  $PP_{\tau}$ , das séries (PESO LÍQUIDO (T), FOB/IPC e CAMBIO) com intercepto individual e com intercepto e tendências individuais, são inferiores que seus respectivos valores críticos a (10%, 5% e 1%) de rejeição, então, as séries, nas condições do teste são, não-estacionárias (Ver Tabela 2).

Tabela 2: Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP) em nível para todas as variáveis. 1997-2012.

Variável	Valor Crítico	Dickey-Fuller Aumentado		Phillips-Perron	
		Com interpecto individual	Com interpecto e tendência individuais	Com interpecto individual	Com interpecto e tendência individuais
PESO LÍQUIDO (T)	Calculado	(- <b>0,869791</b> )	(- <b>1,374445</b> )	(- <b>2,371007</b> )	(- <b>3,108022</b> )
	1%	- 3,465202*	- 4,007613*	- 3,464643*	- 4,006824*
	5%	- 2,876759*	- 3,433906*	- 2,876515*	- 3,433525*
	10%	- 2,574962*	- 3,140847*	- 2,574831*	- 3,140623*
FOB/IPC	Calculado	(- <b>1,728523</b> )	(- <b>1,514798</b> )	(- <b>2,385166</b> )	(- <b>2,663005</b> )
	1%	- 3,465014*	- 4,007347*	- 3,464643*	- 4,006824*
	5%	- 2,876677*	- 3,433778*	- 2,876515*	- 3,433525*
	10%	- 2,574917*	- 3,140772*	- 2,574831*	- 3,140623*
CAMBIO	Calculado	(- <b>2,782235</b> )	(- <b>2,822197</b> )	(- <b>2,455134</b> )	(- <b>2,487728</b> )
	1%	- 3,464827*	- 4,007084*	- 3,464643*	- 4,006824*
	5%	- 2,876595*	- 3,433651*	- 2,876515*	- 3,433525*
	10%	- 2,574874*	- 3,140697*	- 2,574831*	- 3,140623*

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: As defasagens para o teste foram determinadas pelo critério de informação Hannan-Quinn.

Teste de Dickey-Fuller – Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum).

Teste de Phillips-Perron – Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

$DFA_{\tau}$  – Dickey-Fuller calculado.

$PP_{\tau}$  – Phillips-Perron calculado.

\* Aceita – Hipótese nula a 1%, 5%, 10%.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP) foram conduzidos em uma equação de regressão sobre os dados de cada série. Existem também outras opções para testar a estacionaridade das séries, ou seja, se as séries em nível são não-estacionárias, podendo repetir a análise em primeira diferença. Assim, mantemos ainda a opção do critério de Hannan & Quinn os resultados para as séries D(PESO LÍQUIDO(T)), D(FOB/IPC), D(CAMBIO) são apresentados na Tabela 3.

Os testes estatísticos ( $DFA\tau$  e  $PP\tau$ ) por cada série são superiores aos respectivos valores críticos, a (10%, 5% e 1%), portanto, a hipótese nula de uma raiz unitária em primeira diferença é rejeitada. Assim, as séries em primeira diferença utilizadas no teste de raiz unitária são consideradas estacionárias, ou seja, integradas de ordem um,  $I(1)$ .

Tabela 3: Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP) em primeira diferença para todas as variáveis. 1997-2012.

Variável	Valor Crítico	Dickey-Fuller Aumentado		Phillips-Perron	
		Com interpecto individual	Com interpecto e tendência individuais	Com interpecto individual	Com interpecto e tendência individuais
PESO LÍQUIDO (T)	Calculado	<b>-13,56448</b>	<b>-13,65559</b>	<b>-29,57215</b>	<b>-25,67545</b>
	1%	-3,465202	-4,007613	-3,464827	-4,007084
	5%	-2,876759	-3,433906	-2,876595	-3,433651
	10%	-2,574962	-3,140847	-2,574874	-3,140697
FOB/IPC	Calculado	<b>-14,43340</b>	<b>-14,44632</b>	<b>-25,21027</b>	<b>-25,50542</b>
	1%	-3,465014	-4,007347	-3,464827	-4,007084
	5%	-2,876677	-3,433778	-2,876595	-3,433651
	10%	-2,574917	-3,140772	-2,574874	-3,140697
CAMBIO	Calculado	<b>-9,646607</b>	<b>-9,631582</b>	<b>-9,548502</b>	<b>-9,532248</b>
	1%	-3,464827	-4,007084	-3,464827	-4,007084
	5%	-2,876595	-3,433651	-2,876595	-3,433651
	10%	-2,574874	-3,140697	-2,574874	-3,140697

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: As defasagens para o teste foram determinadas pelo critério de informação Hannan-Quinn.

As probabilidades para os testes assumem normalidade assintótica.

Teste de Dickey-Fuller – Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum).

Teste de Phillips-Perron – Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual).

$DFA\tau$  – Dickey-Fuller Calculado.

$PP\tau$  – Phillips-Perron calculado.

\* Aceita – Hipótese nula a 1%, 5%, 10%.

Nos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron, não houve uma preocupação formal em considerar a possibilidade de mudanças bruscas no comportamento das séries analisadas. Uma maneira de tornar mais rigoroso os testes para verificar a estacionaridade das séries é considerar a partir da análise gráfica, a existência de quebras estruturais. A presença de quebra estrutural em uma série pode levar os testes padrões a concluir erroneamente pela presença de uma raiz<sup>12</sup>.

<sup>12</sup>As séries utilizadas no trabalho são variáveis de consumo, indicador de expectativa, variáveis macroeconômicas (renda, crédito, produção industrial de bens de consumo), de periodicidade trimestral e, como tais, são mais vulneráveis a choques econômicos internacionais e/ou internas.

Neste contexto, o teste de Zivot e Andrews (1992), pressupõe que a quebra estrutural é determinada de forma endógena. No referido teste são consideradas três tipos possíveis de quebra estrutural, o que implica na utilização de três modelos em que a hipótese nula é que a série contém uma raiz unitária sem quebra estrutural e as hipóteses alternativas são possíveis versões de uma série com tendência determinística estacionária com uma mudança no intercepto, ou uma mudança na inclinação ou em ambos.

Os resultados dos testes indicaram que, em termos absolutos, as (*Estatísticas-t Mínima*) do (PESO LÍQUIDO (T), FOB/IPC, CAMBIO) com intercepto individual, com tendência, com intercepto e tendências individuais são inferiores que seus respectivos valores críticos a (10%, 5% e 1%) de rejeição, neste sentido, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária sem quebra estrutural para tais variáveis em nível (Tabela 4).

Tabela 4: Resultado do teste de raiz unitária com componentes de quebra estrutural em nível.

Variáveis	Componentes da Quebra	Estatística-t Mínima	Data da Quebra	Valores Críticos	
	Com intercepto individual			1%	5%
PESO LÍQUIDO (T)		- 0,040000	-	- 5,430000	- 4,800000
FOB/IPC		1,54800 0	-	- 5,430000	- 4,800000
CAMBIO		- 4,950000	-	- 5,430000	- 4,800000
Variáveis	Componentes da Quebra	Estatística-t Mínima	Data da Quebra	Valores Críticos	
	Com tendência			1%	5%
PESO LÍQUIDO (T)		- 1,644000	-	- 4,930000	- 4,420000
FOB/IPC		- 2,783000	-	- 4,930000	- 4,420000
CAMBIO		- 4,350000	-	- 4,930000	- 4,420000
Variáveis	Componentes da Quebra	Estatística-t Mínima	Data da Quebra	Valores Críticos	
	Com intercepto e tendência individuais			1%	5%
PESO LÍQUIDO (T)		2,52300 0	-	5,57000 0	5,08000 0
FOB/IPC		- 2,746000	-	5,57000 0	5,08000 0
CAMBIO		- 4,955000	-	5,57000 0	5,08000 0

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs: \* significantes a 1%; \*\* significantes a 5%.

Os valores críticos foram obtidos Zivot e Andrews (1992).

Os valores críticos foram obtidos Zivot e Andrews (1992).

#### 4.4. TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Segundo Engle e Granger (1987), o teste de cointegração baseia-se em avaliar se a estimativa de uma única equação de erros em equilíbrio é estacionária. A literatura a respeito de cointegração é bastante extensa e suas propriedades estão bem detalhadas nos artigos de Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990).

Examinado os resultados, apresentados na Tabela 5 para a hipótese de que ( $r = 0$ ), verificamos que a estatística do teste (47,79) é superior ao valor crítico de (42,92) a 95% de significância, neste sentido, rejeita-se a hipótese nula de não haver vetores de cointegração; enquanto a hipótese alternativa de haver no máximo um vetor de cointegração ( $r \leq 1$ ) não é rejeitada, embora não fortemente, pois a estatística do teste de (18,77) é inferior ao valor crítico (de a 95% de significância). O teste de *máximo* (Tabela 5) confirma esse resultado.

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis e, por conseguinte, as mesmas movem-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de equilíbrio de longo prazo. Deve ficar claro, porém, que está é a definição econométrica de longo prazo, que pode ou não contemplar um vínculo com as forças de mercado ou com as regras de comportamento dos indivíduos, ficando a interpretação econômica do fenômeno a depender da situação envolvida.

Tabela 5: Teste de cointegração das séries.

Hipótese No, De EC(s)	Aut ovalor	Teste Traço			Máximo Autovalor		
		Estatística	VC (5%)	Prob, **	Est atística	V C (5%)	Prob, **
$r = 0^*$	0,14 3799	47,7 9968	42, 91525	0,0151	29, 03187	25 ,82321	0,0183
$r \leq 1$	0,06 0828	18,7 6781	25, 87211	0,2947	11, 73552	19 ,38704	0,4402
$r \leq 2$	0,03 6908	7,03 2293	12, 51798	0,3412	7,0 32293	12 ,51798	0,3412
$r \leq 3$	0,14 3799	47,7 9968	42, 91525	0,0151	29, 03187	25 ,82321	0,0183
$r \leq 4$	0,06 0828	18,7 6781	25, 87211	0,2947	11, 73552	19 ,38704	0,4402

**1ª Equação de Cointegração Log Likelihood: 5611,945**

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: As defasagens para o teste foram determinadas pelo critério de informação Hannan-Quinn.

O teste de rastreamento indica 1 equação de cointegração ao nível de 5%. VC – Valor Crítico a (5%).

\* Indica a rejeição da hipótese ao nível de 5%. \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores.

#### 4.5. MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERRO

Com o propósito de analisar os efeitos do PESO LÍQUIDO (T) associados ao FOB/IPC, CAMBIO a especificação do modelo linear VECM, com duas defasagens, foi a seguinte:

$$\Delta PESO \text{ LÍQUIDO}(T)_t = \theta_1 + \alpha_1(PESO \text{ LÍQUIDO}(T)_{t-1} - \beta_1 FOB/IPC_{t-1} - \beta_2 CAMBIO_{t-1} - \varphi_1) + \sum_{j=1}^2 \gamma_{11}^j \Delta PESO \text{ LÍQUIDO}_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{12}^j \Delta FOB/IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_{13}^j \Delta CAMBIO_{t-j} \quad (9)$$

A investigação das relações de equilíbrio de longo prazo, por meio do modelo de correção de erro, requer que as séries das variáveis sejam cointegradas, como no caso anterior. Os resultados obtidos do modelo VECM podem ser assim apresentados:

$$\Delta PESO \text{ LÍQUIDO}(T)_t = -491,57 + 0,35(PESO \text{ LÍQUIDO}(T)_{t-1} - 0,9871 FOB/IPC_{t-1} - 0,05 \beta_2 CAMBIO_{t-1} - 95,20) - 0,85 \Delta PESO \text{ LÍQUIDO}_{t-1} - 0,47 \Delta PESO \text{ LÍQUIDO}_{t-2} + 0,04 \Delta FOB_{t-1} + 0,02 \Delta FOB_{t-2} - 124,61 \Delta CAMBIO_{t-1} + 667,19 \Delta CAMBIO_{t-2} \quad (10)$$

$$R^2 = 0,42 \text{ e } R^2 \text{ Ajustado} = 0,40$$

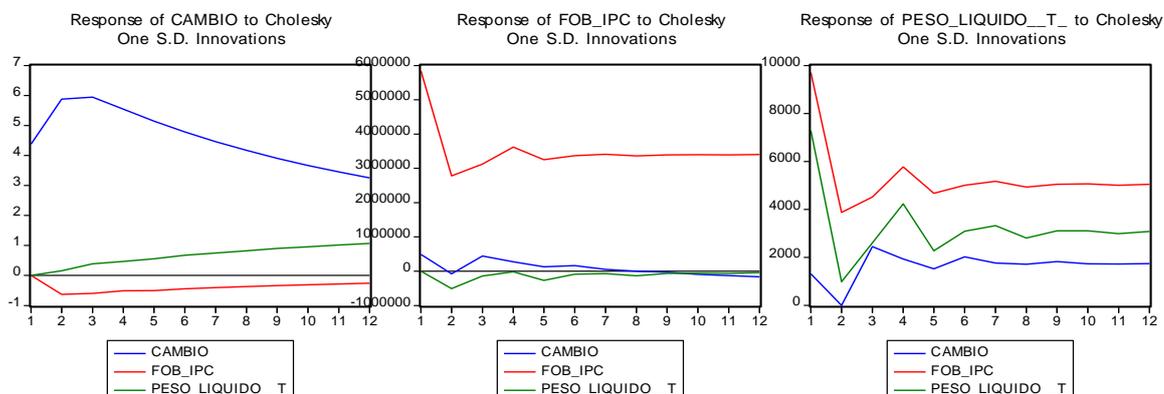
No modelo estimado, o termo de correção de erro, 0,35 é estatisticamente significativo ao nível de 5%. Isto significa que 35% da discrepância entre o valor atual do consumo final das famílias e o valor no longo prazo, ou de equilíbrio, é eliminado ou corrigido trimestralmente, o que representa a velocidade de ajustamento da relação de longo prazo na equação. O efeito do termo de correção de erro é de acelerar o crescimento de curto prazo da variável dependente, como é evidente o sinal positivo de seu coeficiente em alta magnitude.

#### **4.6. ANÁLISE DA FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA E DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA**

A função impulso-resposta nos permite traçar a resposta no VAR a choques de um desvio-padrão por cada uma das variáveis. Assim, para cada variável em cada equação separadamente, ao aplicar uma unidade de choque ao erro, os efeitos sobre o sistema VAR ao longo do tempo são notados. Por outro lado, a decomposição da variância nos fornece a proporção dos movimentos nas variáveis dependentes que são devidos aos seus “próprios” choques, versus choques às outras variáveis. Também, determina quantos dos *s-passos* à frente, o percentual da variância do erro de previsão de uma referida variável, é explicada por inovações a cada variável explicativa.

Esse mecanismo de transmissão das FIR, resultante da redução do desvio padrão das inovações sobre as variáveis do modelo VECM, pode ser visto na Figura 2.

Figura 2: Funções Impulso Resposta em Nível de um Choque de uma Unidade de Desvio-Padrão nas Inovações.



Obs: Intervalo de confiança de 95%.

Fonte: Elaboração do autor.

Na Figura 2 (Esquerda), representando a FIR da variável CAMBIO, nota-se que a dinâmica do mecanismo começa com o aumento de um desvio padrão de 6 por mês causado principalmente pelo aumento do PESO LÍQUIDO (T), bem como pelo queda do FOB/IPC período. Na Figura 2 (Centro), o nível da FIR do FOB/IPC é decrescente até o segundo período, a partir de então apresenta um pequeno crescimento até o quarto período, depois volta a decrescer até se estabilizar no sétimo período associados às instabilidades no FOB/IPC e PESO LÍQUIDO (T). Já na Figura 2 (Esquerda) o nível do PESO LÍQUIDO (T) mostra a relativa influência do CAMBIO, FOB/IPC e do próprio PESO LIQUIDO (T), tendo em vista que as variáveis apresentam as mesmas trajetórias de oscilações.

A decomposição da variância mede a porcentagem da variação do PESO LÍQUIDO (T) provocada por choques provenientes de cada variável incluída no VECM. Os resultados estimados são apresentados na Tabela 6, para um período de 12 trimestres. As perturbações provenientes do FOB/IPC contribuem com 66,02% da variância ao final do décimo segundo trimestre. Esses resultados indicam que as mudanças atuais do FOB/IPC muito influenciam a evolução futura do PESO LÍQUIDO (T). No entanto, ainda há 33,98% da variabilidade que é explicada pelas outras variáveis.

Tabela 6: Decomposição da variância do PESO LÍQUIDO (T).

Período	S.E.	PESO LÍQUIDO (T)	FOB/IPC	CAMBIO
1	0,023658	35,57618	63,25527	1,168557
2	0,031162	32,71986	66,22493	1,055213
3	0,033416	30,68525	65,41016	3,904594
4	0,038780	31,10834	64,34996	4,541702
5	0,046170	29,71180	65,39452	4,893680
6	0,052535	29,09806	65,31512	5,586822
7	0,058988	28,86179	65,32153	5,816677
8	0,067150	28,29325	65,66393	6,042819
9	0,075933	28,01130	65,71205	6,276648
10	0,084913	27,78755	65,80957	6,402888
11	0,094392	27,52320	65,95183	6,524969

Período	S.E.	PESO LÍQUIDO (T)	FOB/IPC	CAMBIO
12	0,104688	27,35137	66,01981	6,628823

Fonte: Elaboração do autor.

O PESO LÍQUIDO (T) prevalece sobre o CAMBIO. Ele é responsável por 27,35% da variância no PESO LÍQUIDO (T) para um período de 12 trimestres. Por fim o CAMBIO é responsável por 6,62% da variância no PESO LÍQUIDO (T).

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As exportações de produtos madeireiros no Pará atingiram em 2003 14% do valor da pauta de exportação do estado, em 2011 essa participação foi pouco mais de 2%. Apesar da decepcionante fatia conquistada pelo setor madeireiro no último ano a tendência é de estabilidade e progressivo crescimento das exportações nos próximos anos.

Passado o período de afrouxamento na extração madeireira, o que induziu a grandes desmatamentos, principal motivo à retaliação sofrida pelo Setor, o horizonte de possibilidades, aponta para um auspicioso futuro da atividade, dada a reorganização promovida pelo poder público nos últimos anos. Com a readequação do Setor à Lei 11.284/2006, juntamente com as técnicas de manejo florestal e o incentivo ao reflorestamento, a produção madeireira tende a se reestabelecer.

Mesmo com os produtos madeireiros perdendo espaço para produtos originário do petróleo ainda são grandes os segmentos do mercado que utilizam a madeira como matéria prima. Nesse sentido, o comércio internacional ainda continua sendo um grande negócio, desde que não seja novamente atrapalhado por crises financeiras.

Identificou-se através dos testes de Dickey-Fuller (1974) e Phillips-Perron (1989) que todas as variáveis com intercepto individual e com intercepto e tendência individuais são estacionárias em primeira diferença, portanto, integradas de primeira ordem, ou seja,  $I(1)$ .

Posteriormente através do teste de cointegração comprovou-se a existência de pelo menos um vetor de cointegração. A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis, e, por conseguinte, que as mesmas movem-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de equilíbrio de longo prazo.

Identificando a relação de equilíbrio de longo prazo, procedeu-se a construção do VECM para contemplar também, a dinâmica de curto prazo. O modelo de correção de erro apresentou  $R^2 = 0,42$ , ou seja, o modelo apresenta confiabilidade de cerca de 42%.

Além disso, as decomposições das variâncias indicam que o FOB/IPC explica maior parte das flutuações de curto e longo prazo no PESO LÍQUIDO (T), seguido do PESO LÍQUIDO (T) e CAMBIO.

Neste sentido os resultados do artigo evidenciaram a importância das variáveis na previsão da quantidade de madeira exportada pelo Pará. E, por conseguinte, é recomendado para aumentar a confiabilidade do modelo testar outras variáveis que possam afetar a quantidade de madeira exportada pelo Estado do Pará.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACEN. Banco Central do Brasil. **Relatório de Inflação**. Brasília, 2004.

CAMPEBEL, J.; SHILLER, R. *Cointegration and of Present Value Models*. Journal of Political Economy, vol. 95, Nº 5, 1987.

DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. *Estimators for autoregressive time series with a unit root*. Journal of the American Statistical Association, 1979.

ENGLE, R. D. H, GRANGER, W.J. *Cointegration and Error-Cointegration: Representation Estimation and Testing*. Econometria, 1987.

FIGUEIREDO, A. M.; LOPES. M. L. B.; FILGUEIRAS, G. C. **Extração de madeira e agregação ao PIB da Região Amazônica**. *Amazônia: CI & Desenvolvimento*. vol. 1, n. 1. Belém, jul.-dez. 2005.

GUJARATI, N.D. **Econometria básica**. 3º ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

IMAZON. Instituto do Homem e Meio Ambiente da Amazônia. **A atividade madeireira na Amazônia brasileira: produção, receita e mercados**. Serviço Florestal Brasileiro. Belém, 2010.

\_\_\_\_\_. **Áreas protegidas da Amazônia brasileira: avanços e desafios**. São Paulo, 2011.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v.52, p.169-219, 1990.

KENNEDY, Peter. **A Guide to Econometrics**. The MIT Press, 3ª Edição, 1993.

LIRA, S. R. B.; SILMA, M. L. M.; PINTO, R. S. **Desigualdade e heterogeneidade no desenvolvimento da Amazônia no século XXI**. Nova Economia. vol. 19 nº 1. Belo Horizonte, jan. 2009.

LITTERMAN, R. *Techniques of Forecasting Using Vector Autoregression*. Working Paper Nº15, Federal Reserve Bank of Minneapolis. 1979.

LUCAS, Robert E. **Avaliação Econometria da Política: Uma Crítica, em Carnegie-Rochester series de conferências, A Curva de Phillips**. Amsterdam, Norte da Holanda, 1976, p19-46.

MONTEIRO, M. A. **Meio século de mineração industrial na Amazônia e suas implicações para o desenvolvimento regional**. Revista Estudos Avançados. vol. 19, nº 53. São Paulo jan.-abr. 2005. Disponível em:

<[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S010340142005000100012&lng=pt&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S010340142005000100012&lng=pt&nrm=iso)>. Data de acesso: 10 de fevereiro de 2013.

PARÁ. Instituto de Desenvolvimento Econômico, Social e Ambiental do Pará. **Indústria: análise conjuntural agosto de 2011**. Belém, 2011.

PHILLIPS, P.C.B, and P. PERRON (1988). *Testing for a Unit Root in Time Series Regressions*. *Biometrika* 75, 335-346.

SANTANA, A. C.; SANTOS. M. A. S.; OLIVEIRA, C. M. **Preço da madeira em pé, valor econômico e mercado de madeira nos contratos de transição do estado do Pará**. Relatório de pesquisa. UFRA, ISARH, IDEFLOR E FUNPEA. Belém, 2010.

SIMS, C.A. *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, vol.48, 1980.

ZIVOT, E. and ANDREWS, K. *Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (10), pp. 251–70. 1992.

Artigo recebido em 15/09/2014.

Artigo aceito para publicação em 15/12/2014.