



**Ministério da Justiça e Segurança Pública - MJSP**  
**Conselho Administrativo de Defesa Econômica - CADE**

SEPN 515, Conjunto D, Lote 4, Edifício Carlos Taurisano, - Bairro Asa Norte, Brasília/DF, CEP 70770-504  
Telefone: (61) 3221-8409 - www.cade.gov.br

**NOTA TÉCNICA Nº 47/2020/DEE/CADE**

Processo nº 08700.002569/2020-86

Tipo de Processo: Finalístico: Ato de Concentração Ordinário

**Requerentes:** Tupy S.A., Teksid S.p.A.

**Advogados:** Tito Amaral de Andrade, Érica Sumie Yamashita, Lauro Celidonio Neto, Renata Zuccolo Giannella e outros.

EMENTA: Ato de Concentração referente à aquisição, pela Tupy S.A, do controle unitário do negócio de fundição de ferro da Teksid S.p.A. Análise da definição do mercado relevante. Teste de Forni. Coeficiente de importações.

VERSÃO: Pública.

## 1. INTRODUÇÃO

A elaboração desta nota técnica atende ao DESPACHO SG Nº 957/2020 (0800412), de 04 de setembro de 2020, e ao OFÍCIO Nº 6813/2020/CGAA4/SGA1/SG/CADE (0801856)[1], de 08 de setembro de 2020, que declara complexo o ato de concentração em tela e solicita a realização de estudos econômicos pelo Departamento de Estudos Econômicos (DEE/CADE), respectivamente.

Na elaboração desta nota técnica o DEE teve como objeto a análise do teste de Forni (2004) e do coeficiente de importação, apresentados no Parecer Econômico Concentração e Rivalidade nos Mercados de Cabeçotes e Blocos para Motores Automotivos (0760082) e no Parecer Econômico Metodologia de Cálculo dos Coeficientes de Importação e dos Custos Logísticos (0794160). O fato dos demais argumentos desses dois pareceres não terem sido abordados nesta nota técnica não significa que são ratificados pelo DEE.

A presente nota técnica faz uma avaliação dos argumentos apresentados para a definição de mercado relevante, na dimensão geográfica, como sendo mundial no âmbito do Ato de Concentração nº 08700.002569/2020-86 (operação), que se trata da aquisição, pela Tupy S.A. (“Tupy”), do controle unitário do negócio de fundição de ferro da Teksid S.p.A (“Teksid”). Esta nota se referirá aos dois grupos como “Requerentes” ou, quando identificados individualmente, como Tupy para o primeiro e Teksid para o segundo.

A presente nota técnica é composta por esta introdução, seguida por uma apresentação das requerentes. Na terceira seção, é apresentada uma breve descrição da operação. A quarta seção faz uma análise dos argumentos apresentados pelas requerentes. Na quinta seção são apresentadas as considerações finais.

## **2. REQUERENTES**

### **2.1. Empresa adquirente – Tupy S.A. (“Tupy”)**

A Tupy, é uma empresa brasileira, com sede em Joinville, Santa Catarina, que atua no mercado de componentes de ferro fundido. Grande parcela de sua produção consiste em componentes desenvolvidos sob encomenda para (i) a indústria de bens de capital, com aplicações em caminhões, ônibus, máquinas e equipamentos para agricultura, mineração e construção, motores industriais, marítimos e de geração de energia, dentre outros, bem como para (ii) o segmento de veículos de passeio. A Tupy não está sujeita a controle unitário ou compartilhado de nenhuma outra empresa.

### **2.2. Empresa-alvo – Teksid S.p.A. (“Teksid”)**

A Teksid é uma empresa que atua, diretamente e por meio de suas subsidiárias, na indústria de fundição. Produz peças fundidas de ferro e de alumínio como blocos, cabeçotes, discos e tambores de freio, pontas de eixo, virabrequins, carcaças e componentes destinados a automóveis e veículos industriais. A Teksid possui fábricas em Portugal, na Polônia, no Brasil, no México, na Itália e na China, além de escritórios comerciais na Alemanha e Estados Unidos. O controle da Teksid é detido pela FCA que, por sua vez, está sujeita ao controle unitário da EXOR N.V. (“Exor”), uma empresa de investimentos de capital aberto constituída na Holanda..

## **3. DESCRIÇÃO DA OPERAÇÃO**

A operação consiste na aquisição, pela Tupy, do controle unitário sobre Teksid, atualmente detido pela Fiat Chrysler Automobiles N.V. (“FCA”). Antes do fechamento da Operação, a Teksid realizará uma reorganização societária para segregar a sua divisão de negócios de fundição de alumínio, que permanecerá sob o controle da FCA. Sendo assim, apenas a divisão de negócios de fundição de ferro (produção de componentes de ferro fundido para

motores, sistemas de suspensão e freio e outros componentes para os setores automobilístico e de bens de capital, incluindo blocos de motor de ferro fundido e cabeçotes de ferro fundido) da Teksid fará parte da Operação e será vendida para a Tupy.

#### 4. ANÁLISE DO PARECER ECONÔMICO

##### 4.1. TESTE DE FORNI

A aplicação de métodos quantitativos por parte dos órgãos de defesa da concorrência de diferentes países, dentre eles o Brasil, vem se intensificando ao longo dos últimos anos, principalmente nos casos mais complexos e naqueles em que há dados disponíveis (CADE, 2010), bem como a utilização de técnicas econométricas mais robustas.

Nesse contexto, existem diferentes instrumentos metodológicos que permitem delimitar os mercados. O teste mais difundido entre as agências antitruste é o *Hypothetical Monopolist Test* – Teste do Monopolista Hipotético (TMH). Além desse podem ser citados outros métodos, e.g. os testes de elasticidades-preço da função demanda (BAKER e BRESNAHAN, 2008) e os testes de estacionariedade de preços (por exemplo, FORNI, 2004), entre outros. A escolha de qual instrumental melhor se adequa à proposta de avaliação depende da disponibilidade de dados e das limitações metodológicas de cada método.

No que tange ao teste proposto por Forni (2004), esse requer a condição de estacionariedade das séries econômicas analisadas ou do processo de cointegração entre elas. Para estudar relações entre duas ou mais variáveis econômicas, o conceito de cointegração, introduzido por Granger (1981), tem sido amplamente discutido, pois ao utilizar modelos de regressão com variáveis que não tem um bom comportamento ao longo do tempo (não estacionárias), pode-se obter resultados espúrios. Dessa forma, há tendência de aceitar a existência de uma relação entre séries quando essa relação não existe. Evidencia-se aqui o zelo que o pesquisador deve adotar quando emprega o uso desse tipo de técnica.

A partir desse conceito, Horowitz (1981), desenvolveu o teste de preços supondo que, se duas áreas geográficas formam um mercado geográfico único para um determinado produto, no longo prazo, a trajetória dos preços entre essas regiões seguiriam uma mesma trajetória (ou seriam cointegradas), entretanto os preços poderiam ser diferentes ao longo dessa trajetória. Para ele, não são levados em conta custo de transporte e outros tipos de custos.

Posteriormente, Forni (2004) criou uma técnica de forma que a condição necessária para que dois produtos ou áreas geográficas façam parte do mesmo mercado é a de que o logaritmo da razão de preços estudados seja estacionário, aplicando testes de estacionariedade sobre o logaritmo da diferença de preços.

Assim, aplicado à análise antitruste, Haldrup (2003) e Forni (2004) demonstram que se duas séries de preços são cointegradas então os dois produtos analisados pertencem ao mesmo mercado relevante. Esse processo ocorre porque, se dois produtos estão no mesmo mercado relevante, os preços entre eles devem manter uma relação estável de longo prazo devido à sua substituíbilidade. Portanto, à medida que o preço de um deles muda, ocorre um impacto sobre o preço do outro produto quando a demanda se desloca em direção a esse produto.

Deste modo, conforme apresentado acima, no caso do teste de preços, limitações podem surgir em função da não inclusão do custo de transação no modelo (MATTOS, LIMA e LÍRIO, 2009). Outro fator potencialmente limitante é a disponibilidade dos dados, uma vez que esse teste é indicado para casos com séries de tempo longas (pelo menos 5 anos de informações), pois a metodologia de cointegração se aplica ao longo prazo. Assim, o poder dos testes de integração e cointegração requer séries de tempo de preços de alta frequência. (HENDRY 1995; EPSTEIN e RUBINFELD, 2004; ALVES, 2008).

Epstein e Rubinfeld (2004) também salientam que a cointegração mede o comportamento de longo prazo do processo. Ainda que a hipótese nula de não cointegração seja rejeitada, não existe a obrigatoriedade de que os preços de duas regiões diferentes estejam estreitamente ligados para serem considerados como parte um mercado único. Os autores ilustram tal afirmação, supondo que duas séries de preços seriam divergentes nos últimos 10 anos em resposta a um choque de preço anticompetitivo. Isso pode resultar na cointegração das séries a partir de uma análise puramente estatística, mas para fins econômicos ainda se pode inferir mercados distintos.

No E-mail Tupy (Parecer Econômico) - Anexos 11 e 12 (0760082) e o seu Anexo (0760083), as requerentes apresentam o parecer econômico *Concentração e Rivalidade nos Mercados de Cabeçotes e Blocos para Motores Automotivos*, de 28 de fevereiro de 2020. Esse documento faz uso do teste de Forni (2004) para inferir que o mercado relevante geográfico de blocos e cabeçotes deve ser considerado internacional.

No referido Parecer Econômico, as requerentes informam que, **[Acesso restrito às Requerentes]**. Para a realização do teste de Forni, foram utilizadas **[Acesso restrito às Requerentes]**. O resultado encontrado pelas requerentes, a partir do teste de Forni (2004) foi de que **[Acesso restrito às Requerentes]**.

No entanto, é importante, a partir do conteúdo metodológico do teste de Forni (2004), estabelecer algumas ressalvas:

**a) O Parecer Econômico assume a hipótese de concorrência Nash-Cournot<sup>[2]</sup> nos mercados da presente operação.**

Essa hipótese estabelece que cada empresa está fazendo o melhor que pode em função daquilo que os concorrentes estão fazendo. E a premissa do modelo de concorrência de Cournot é que as empresas produzem bens homogêneos onde, os preços de mercado são o resultado da curva de oferta total (o mesmo preço para todas as firmas).

Segundo Motta (2004), a concorrência em Cournot pode ser associada a indústrias nas quais as empresas não são muito restritas por capacidade, isto é, podem facilmente ajustar sua produção a variações na demanda.

De Souza e de Oliveira (2017) salientam que, o segmento de atuação da Tupy caracteriza-se por um desempenho altamente correlacionado com o desenvolvimento da indústria automotiva. Ademais, esse setor de peças para a indústria automotiva exige de seus participantes investimentos intensivos em tecnologia e capital, com prazo de maturação dos investimentos e ciclo operacional longos, o que pode indicar barreiras à entrada nesse setor.

Por fim, no Parecer Econômico (p. 09), os autores levantam a questão referente ao modelo de Nash-Cournot, afirmando que **[Acesso restrito às Requerentes]**. Nesse ponto, o parecer é insuficiente para demonstrar a validade desse argumento, pois não foi apresentada qualquer justificativa ou observação empírica que possa corroborar essa hipótese. Vale destacar que a hipótese da homogeneidade do produto é imprescindível para legitimar os resultados do teste de Forni (2004). Ou seja, os resultados desse teste, aplicado em um mercado de bens diferenciados, não deveriam ser utilizados para concluir sobre a definição de um mercado relevante pelo aspecto geográfico.

Nesse sentido, a presente nota técnica recorre às respostas aos ofícios encaminhados pela Superintendência-Geral do Cade (SG), na instrução do processo em tela, para verificar se a hipótese de concorrência do tipo Nash-Cournot seria adequada para o enquadramento desse mercado. No Quadro 1, a seguir, é possível verificar que 12 (doze) empresas que concorrem com as requerentes responderam o teste de mercado. Entre as respostas à questão **[Acesso restrito ao Cade]** como um fator essencial para a concorrência nesse mercado.

### **Quadro 1 – Manifestações dos concorrentes.**

**[Acesso restrito ao Cade]**

Fonte: Respostas aos ofícios. Elaboração DEE.

Portanto, a partir do teste de mercado aplicado pela SG e da compilação das respostas percebe-se que preço é tão relevante quanto qualidade para a concorrência nos mercados desta operação. Além disso, o DEE reuniu as respostas dos clientes das fundições no Quadro 2, abaixo. Na consolidação das respostas dos clientes deste mercado, observa-se que **[Acesso restrito ao Cade]**.

**Quadro 2 – Manifestações dos clientes.****[Acesso restrito ao Cade]**

Fonte: Respostas aos ofícios. Elaboração DEE.

Além de citar qualidade, os clientes comerciais das fundições apontaram outros aspectos, tais como: **[Acesso restrito ao Cade]**.

Ademais, no Quadro 2 acima, também foram compiladas as respostas quanto **[Acesso restrito ao Cade]**.

Por fim, na nota de rodapé 8 do parecer econômico *Metodologia de Cálculo dos Coeficientes de Importação e dos Custos Logísticos* (p. 10) informa-se que **[Acesso restrito às Requerentes]**. Deixando de lado o mérito em relação ao cálculo dos custos marginais e das margens de lucro, a constatação de que os preços são diferentes vai de encontro com a hipótese de que a concorrência no mercado seria do tipo Nash-Cournot. O fato dos preços serem diferentes afasta a possibilidade de afirmar que os produtos são homogêneos.

Assim, os fatos da substituíbilidade dos produtos não serem perfeitas e das empresas concorrentes informarem que diversos aspectos são importantes para a concorrência, e não apenas preço, reforçam o entendimento que não seria adequado classificar os produtos como homogêneos, pois a concorrência neste mercado se dá por meio de outras dimensões além do preço. Portanto, o teste de Forni (2004) não seria indicado para concluir sobre a definição do mercado relevante na sua dimensão geográfica, porque a sua premissa basilar não é observada nos mercados de cabeçotes e blocos de motor.

**b) As séries de preços utilizadas não parecem satisfazer a condição metodológica de trabalhar-se com séries longas, ou seja, T (tempo) grande.**

No Parecer Econômico (p. 7), foi informado no parágrafo 22 que:

**[Acesso restrito às Requerentes].**

Porém, a série de preços domésticos e internacionais disponibilizada diz respeito ao período de agosto de 2015 a dezembro de 2018 (T=41). O número de informações para a realização do teste de Forni (2004) não se mostra adequado nesse caso. Em seu trabalho, Forni (2004) utilizou um período amostral de dois anos, com sazonalidade semanal. Portanto, no seu trabalho, o autor utilizou T maior 100, ou seja, a quantidade de observações é consideravelmente superior àquela utilizada no Parecer Econômico apresentado no caso em tela. Além disso, segundo ele, nos casos onde não existem limitações de dados, um período de amostra de três ou quatro anos seria preferível. Nessa mesma linha, Alves (2008) conclui que *“uma outra observação importante é que à medida que o tamanho da amostra aumenta é possível notar que os testes de raiz unitária e cointegração apresentam uma melhora considerável em seus resultados”*.

**c) A série “preços médios de importação” parece ser uma proxy fraca para preços internacionais.**

Nesse caso, o Parecer Econômico informa que uma das bases disponibilizadas pelas requerentes foi **[Acesso restrito às Requerentes]**. Posteriormente, os pareceristas esclareceram que:

**[Acesso restrito às Requerentes].**

Portanto, salvo melhor juízo, entende-se que a *proxy* utilizada para preços internacionais foi a **[Acesso restrito às Requerentes]**. Na avaliação dos pareceristas, essa série de preços **[Acesso restrito às Requerentes]**, porém, essa é uma hipótese que parece ser inadequada para a construção do modelo econométrico. Ressalta-se que o uso da série de **[Acesso restrito às Requerentes]** como *proxy* para a média de preços do mercado internacional torna qualquer teste, seus resultados e suas inferências podem não representar a realidade do mercado em questão.

Ainda que o item (a) desta Nota Técnica informe que não seria adequado classificar os produtos como homogêneos, principalmente, considerando que a assunção da hipótese de concorrência Nash-Cournot, aparentemente, não é pertinente, a introdução de *proxy* “fraca” na análise econométrica pode gerar erros nas estimativas. Para definir uma “boa” *proxy*, Wooldridge (2017) recomenda seguir as hipóteses necessárias para que a solução plugada[3] forneça estimadores consistentes.

Destaca-se que na *Nota Técnica elaborada em respostas às dúvidas apresentadas pela SG/CADE*, de 10 de novembro de 2020, foi informado que **[Acesso restrito às Requerentes]**. Diante dessa resposta, salvo melhor entendimento, verifica-se que o teste de Forni (2004) foi realizado com uma série de preços *Cost, Insurance and Freight* (CIF) e *Free On Board* (FOB), situação inadequada para verificar a estacionariedade da série, pois mistura dentro de uma mesma série, preços sem o custo de frete e preços acrescidos dos custos de frete. E, finalmente;

**d) A observação apresentada por Epstein e Rubinfeld (2004), no que tange à interpretação estatística versus econômica, deve ser considerada.**

Esse argumento desse ser considerado pois, os autores ilustram a afirmação da interpretação estatística *versus* econômica, supondo que duas séries de preços seriam divergentes nos últimos 10 anos em resposta a um choque de preço anticompetitivo. Isso pode resultar na cointegração das séries a partir de uma análise puramente estatística, mas para fins econômicos ainda se pode inferir mercados distintos.

A partir das ponderações apresentadas acima, realizou-se as estimativas do teste de Forni (2004), com base nas informações de preços domésticos e internacionais fornecidas no anexo ao Parecer Econômico (0760083). Vale salientar que, os testes desenvolvidos foram para a razão de preços dos cabeçotes e blocos. Segundo a proposta de Forni (2004), foram implementados os testes *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* – KPSS (KWIATKOWSKI et al., 1992) para testar raízes unitárias da razão entre os preços domésticos e internacionais. Aplicou-se também, o teste de Phillips-Perron – PP (PHILLIPS; PERRON, 1988), uma vez que esse é robusto no que diz respeito à presença de autocorrelação e heterocedasticidade no processo de erros da série analisada.

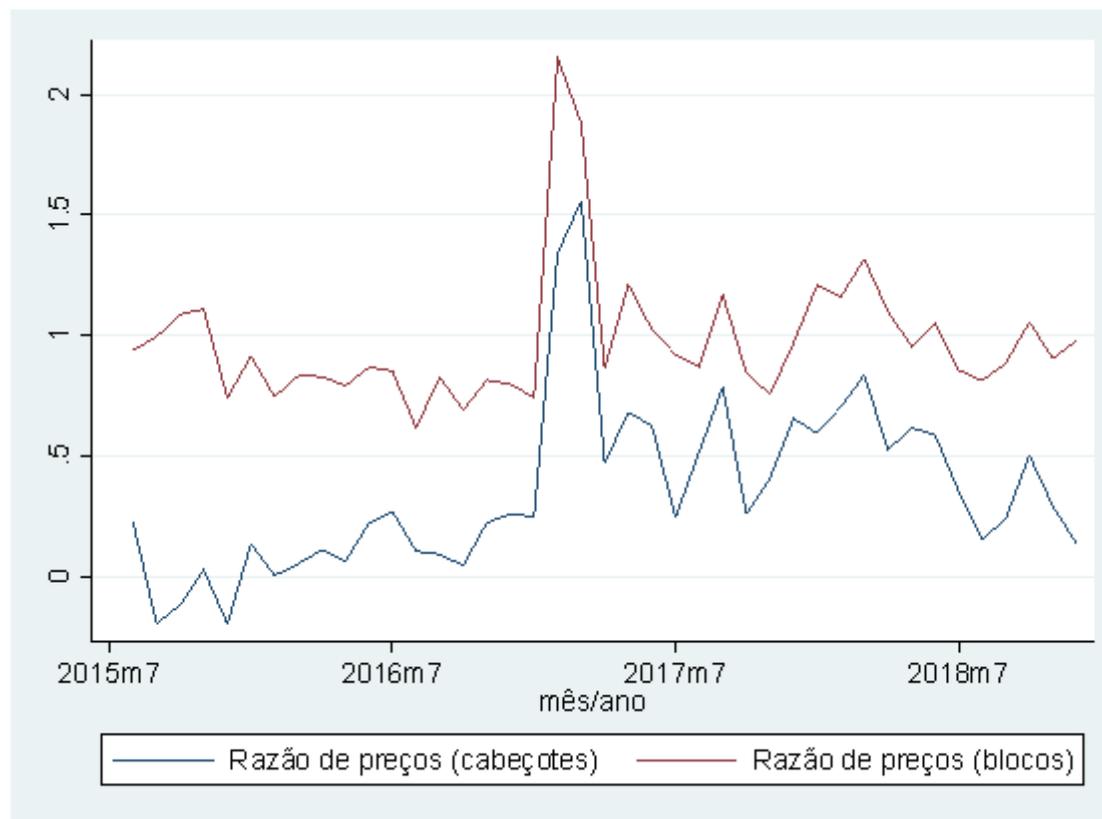
O procedimento realizado foi o seguinte. Inicialmente, pegamos as duas séries de preços (doméstico e internacional) e calculamos o logaritmo da razão (esse procedimento foi realizado para a série de preços dos blocos e cabeçotes, separadamente). Posteriormente, aplicamos o teste ADF, para diferentes valores de defasagem no tempo, e o teste KPSS, para diferentes tamanhos de janela e, o teste PP. Destaca-se que os testes ADF e PP possuem como hipótese nula a presença de raiz unitária (não estacionariedade), enquanto que o KPSS apresenta como hipótese nula a estacionariedade das séries. Desta forma, se podemos rejeitar a estacionariedade (de acordo com o teste KPSS) e não podemos rejeitar a não estacionariedade (de acordo com os testes ADF e PP), concluímos em favor de mercados distintos.

Os testes de estacionariedade propostos nessa Nota Técnica, com base em Forni (2004) acrescido pelo teste de Phillips-Perron (PP) estão intimamente relacionados com a análise de cointegração proposta para definição de mercado geográfico, ou seja, se as séries forem estacionárias, a partir dos testes apresentados anteriormente, dois produtos ou áreas geográficas pertencem ao mesmo mercado. Ademais, é importante lembrar que, para análise de séries temporais, os testes realizados são assintóticos, de forma que esses possuem melhor performance para grandes amostras, conforme

discutido anteriormente. Johansen (2009) salienta que, por exemplo, para pequenas amostras, o poder do teste ADF é reduzido, ou seja, o teste apresenta distorções.

A partir da Figura 1, é possível observar o comportamento da razão dos preços ao longo do período analisado. Percebe-se que durante o período analisado, tanto o logaritmo da razão de preços doméstico e internacional para blocos e cabeçotes apresenta oscilações ao longo do tempo e não parece estar, em torno de uma média, o que poderá indicar não estacionariedade das séries. Isso porque, uma propriedade importante das séries estacionárias é que elas frequentemente estão em torno de sua média e exibem uma tendência de sempre voltarem à sua média. Nesse sentido, os choques que afetam as séries estacionárias têm apenas efeitos temporários.

**Figura 1 - Representação gráfica das séries – log (preço nacional/preço internacional)**



Fonte: Elaboração DEE.

Após uma primeira análise gráfica, foram realizados os testes de estacionariedade ADF, KPSS e PP conforme apresentado nas tabelas 1-3. Os resultados diferenciaram conforme a estrutura do modelo estimado, gerando contradições em relação a conclusão da presença ou não da estacionariedade, isto é, se os produtos domésticos e internacionais competem no mesmo mercado relevante geográfico. Essa divergência nos resultados dos testes de

estacionariedade não permitiria corroborar à afirmação apresentada pelo Parecer Econômico (0760083), parágrafo 27, de que, **[Acesso restrito às Requerentes]**.

Para o resultado do teste ADF, Tabela 1, a razão de preços dos blocos demonstra-se estacionária ao nível de 1%, ou seja, assumimos uma probabilidade de apenas 1% de que o log da razão de preços dos blocos não seja verdadeira para pertencerem ao mesmo mercado geográfico internacional, isto é, estatisticamente as séries são estacionárias. No entanto, quando incluímos duas defasagens no modelo estimado, o resultado deixa de ser estacionário a 5%. Para o caso da razão de preços para os cabeçotes, a estacionariedade é muitas vezes rejeitada em pelo menos 5% de significância, ou seja, o mercado relevante geográfico não é internacional a 5% de significância.

**Tabela 1 - Resultados para o teste ADF<sup>[4]</sup>**

Sem <i>drift</i> e tendência	Com <i>drift</i>	Com tendência	Com 2 defasagens
<b>Razão de preços - blocos</b>			
-4.195 <sup>***</sup>	-4.195 <sup>***</sup>	-4.194 <sup>***</sup>	-2.674 <sup>*</sup>
<b>Razão de preços - cabeçotes</b>			
-2.959 <sup>**</sup>	-2.959 <sup>***</sup>	-3.231 <sup>*</sup>	-1.887

Fonte: Elaboração DEE.

\*\*\* Significativo a 1%

\*\* Significativo a 5%

\* Significativo a 10%

O resultado do teste KPSS, tabela 2, a razão de preços dos blocos demonstra-se estacionária, e no caso da razão de preços para os cabeçotes, a estacionariedade é rejeitada a, pelo menos, 5% de significância. Isso quer dizer que, para a análise da razão dos preços para os blocos aceitamos a hipótese de mercado geográfico internacional, e para a razão dos preços para os cabeçotes, rejeitamos a hipótese de mercado geográfico internacional, ao nível de 5%. É importante salientar que, no caso do teste de KPSS, a hipótese nula é série estacionária (ausência de raiz unitária).

**Tabela 2 - Resultados para o teste KPSS**

Em nível (com 2 defasagens)	Em torno de uma tendência (com 2 defasagens)
<b>Razão de preços - blocos</b>	
0.146 <sup>***</sup>	0.0798 <sup>***</sup>

Razão de preços - cabeçotes	
0.574 <sup>**</sup>	0.206 <sup>**</sup>

Fonte: Elaboração DEE.

\*\*\* Significativo a 1%

\*\* Significativo a 5%

\* Significativo a 10%

Por fim, como informado anteriormente, o teste de Phillips-Perron (PP) foi incluído nessa Nota Técnica para subsidiar os dois testes anteriores e que foram implementado por Forni (2004). Com base no resultado do teste PP, tabela 3, a razão de preços dos blocos demonstra-se estacionária ao nível de 1%, e no caso da razão de preços para os cabeçotes, a estacionariedade é rejeitada a, pelo menos, 5% de significância caso o modelo seja estimado sem tendência e, a 10% de significância, caso sejam incluídos no modelo uma tendência e, uma tendência com duas defasagens. Esses resultados indicam que, para a análise da razão dos preços para os blocos aceitamos a hipótese de mercado geográfico internacional, e para a razão dos preços para os cabeçotes, rejeitamos essa hipótese ao nível de 5%.

**Tabela 3 - Resultados para o teste PP**

Sem tendência	Com tendência	Com tendência e 2 defasagens
<b>Razão de preços - blocos</b>		
-4.176 <sup>***</sup>	-4.165 <sup>***</sup>	-4.149 <sup>***</sup>
<b>Razão de preços - cabeçotes</b>		
-2.910 <sup>**</sup>	-3.281 <sup>*</sup>	-3.148 <sup>*</sup>

Fonte: Elaboração DEE.

\*\*\* Significativo a 1%

\*\* Significativo a 5%

\* Significativo a 10%

Portanto, conclui-se que diante do resultado dos testes de robustez apresentados acima o teste de Forni (2004) não é adequado para a afirmação do parecer econômico (p. 9) **[Acesso restrito às Requerentes]**.

## 4.2. COEFICIENTE DE IMPORTAÇÃO

Nesta seção, apresenta-se as considerações quanto à utilização do coeficiente de importação e à abordagem adotada pelas requerentes.

Segundo Levy e Serra (2002), o coeficiente de importações refere-se à parcela do consumo aparente (isto é, da oferta interna) que é atendida pelas importações. Sua fórmula de cálculo é bem simples, como segue na equação 1:

$$CM_{i,t} = \frac{M_{i,t}}{CA_{i,t}} = \frac{M_{i,t}}{P_{i,t} + M_{i,t} - X_{i,t}} \quad (1)$$

Em que:  $CM_{i,t}$  = coeficiente de importações da atividade  $i$  no período  $t$ ;

$CA_{i,t}$  = consumo aparente da atividade  $i$  no período  $t$ .

$P_{i,t}$  = produção interna da atividade  $i$  no período  $t$ ;

$M_{i,t}$  = importações da atividade  $i$  no período  $t$ ;

$X_{i,t}$  = exportações da atividade  $i$  no período  $t$ ;

Ou seja, o coeficiente de importações é obtido pela divisão do volume de importações pela oferta interna (consumo aparente) de um bem numa determinada economia em um determinado período. A oferta interna, por sua vez, é obtida adicionando as importações e excluindo as exportações da produção interna deste bem. Quanto maior o coeficiente, maior é a relevância das importações para este bem neste mercado.

No documento intitulado, *Metodologia de Cálculo dos Coeficientes de Importação e dos Custos Logísticos (0794160)*, as requerentes utilizam esse coeficiente na tentativa de demonstrar que as importações são significativas para o mercado brasileiro de blocos e cabeçotes de ferro e, por conseguinte, requerer a definição do mercado relevante geográfico como mundial. De fato, a utilização deste coeficiente é adequada para este fim, embora não deva ser visto como um argumento suficiente e definitivo. E, o Guia para Análise de Atos de Concentração Horizontal do Cade (Guia H) estabelece que a participação das importações na oferta doméstica pode ser considerada para determinar a dimensão geográfica do mercado relevante.

No entanto, alguns aspectos metodológicos, apresentados a seguir, limitam a robustez do cálculo do coeficiente de importação, ficando aquém do que seria desejável. Em primeiro lugar, o documento que apresenta o coeficiente de importação nos mercados de blocos e cabeçotes de ferro **desconsidera as exportações**. Ora, o comércio exterior é uma via de mão-dupla, onde os bens são transacionados entre os países. Ou seja, do ponto de vista concorrencial as importações devem ser examinadas em conjunto com as exportações. Além disso, para uma definição adequada de mercado relevante o resultado do coeficiente penetração de importações deve ser ponderado com o coeficiente de intensidade de exportações.

Em segundo lugar, o resultado apresentado no documento supracitado **não corresponde ao cálculo do coeficiente de importações**. Pois bem, o denominador do coeficiente de importação utilizado não reflete o consumo aparente de blocos e cabeçotes de ferro, ou seja, a produção interna desses bens somada ao saldo do seu comércio exterior (diferença entre importações e exportações). No lugar do consumo aparente de cada bem foi utilizado apenas a produção interna desse mesmo bem. Isto é, a quantidade de importações e de exportações não constam no denominador. Assim, ao dividir a quantidade importada de um bem em relação à produção nacional não se tem o resultado do coeficiente de penetração de importações desejado, mas, sim,

uma taxa que representa a proporção de importações em relação à produção interna. Sendo assim, o valor encontrado para o coeficiente deixa margem a uma interpretação equivocada: sugere uma participação percentual em um total, quando na verdade é apenas uma razão entre dois números. Ou seja, da forma como foi calculado, ele não está limitado entre 0 e 1. Para ser uma participação percentual, as importações precisam estar também no denominador, tal como Levy e Serra (2002) preconizam. Dessa forma, o resultado apresentado no parecer é enviesado e não corresponde ao coeficiente de importações aceito pela literatura econômica.

O terceiro ponto relevante é que os coeficientes foram **calculados apenas para o ano de 2019**. Isso não permite afastar a hipótese de que a relevância das importações alegada no parecer tenha sido um acontecimento pontual observado naquele ano. Idealmente, seria preciso observar os valores desses coeficientes (importações e exportações) em um período maior de tempo para concluir que o mercado relevante geográfico da operação seria global. Como salienta Montana (2019), “a despeito de ser um indicador de alta frequência, é necessário ter clareza de que se trata de uma medida para o acompanhamento de longo prazo, i.e., da estrutura produtiva ou da oferta. Ao atentar a esse ponto, resguarda-se de inferências diretas entre variação nas importações devido a aspectos conjunturais e o processo de mudança estrutural em si”. Logo, ainda que os cálculos do coeficiente de importação apresentados no parecer remetido pelas requerentes possam ser considerados altos, torna-se possível identificar alguns determinantes que teriam influência sobre os valores encontrados no coeficiente de importação, tais quais: i) Mudança Estrutural – tecnologia, setores e demanda final; ii) Mudanças nos termos de troca; e iii) variação cambial, ou seja, a limitação do cálculo do indicador apenas para um ano, bem como, a decomposição das causas dos valores encontrados devem ser investigados.

Por fim, existem questões técnicas que foram consideradas para estipular os dados da base da Receita Federal e da *Power Systems Research* (PSR) que fogem ao conhecimento da teoria econômica, mas que podem alterar significativamente os resultados. Nesse sentido, algumas questões não estão claras no parecer, quais sejam:

- Qual o valor de exportações utilizada?
- Qual das variáveis quantidade da base da Receita Federal foi utilizada, quantidade estatística ou quantidade comercial[5]?

Posteriormente, por meio da *Nota Técnica elaborada em respostas às dúvidas apresentadas pela SG/CADE*, de 10 de novembro de 2020, os pareceristas esclareceram que não utilizaram o valor das exportações pois **[Acesso restrito às Requerentes]**.

A título de exemplificação, na base de importações da Receita Federal o somatório da quantidade estatística observada em 2019 para as 4 (quatro) Nomenclaturas Comum do Mercosul (NCM's) utilizadas no Parecer Econômico (84099112 – Blocos de cilindros e cárteres; 84099912 – Pistões ou êmbolos; 84099951 – Cabeçotes de diâmetros igual ou superior a 200 mm; e, 84099959 – Cabeçotes, Outros) é diferente do somatório das importações assumido no Parecer Econômico para os mesmos 4 NCM's. Cabe destacar que as requerentes informaram que recorreram ao conhecimento dos seus técnicos mecânicos para, a partir dos dados coletados do sistema, chegar ao número final de blocos de ferro importados. Por esse motivo, replicar os cálculos desenvolvidos ao longo do Parecer Econômico é um obstáculo.

Além disso, algumas das premissas adotadas pelas requerentes nos cálculos dos coeficientes são controversos. Num primeiro momento, considerando o número total de motores produzidos no Brasil como denominador, o coeficiente de importação dos blocos de ferro é calculado em aproximadamente 5%. Entretanto, o parecer econômico afirma que procedendo assim estariam subestimando o coeficiente. Segundo o parecer:

**[Acesso restrito às Requerentes].**

Ou seja, para as requerentes **[Acesso restrito ao Cade]**.

Entretanto, não parece razoável descartar totalmente as informações relativas ao mercado de veículos leves e de passeio. A substituição dos blocos de ferro fundido pelos blocos de alumínio nos motores desses veículos não é um processo tão simples. Além de ter alto custo, esse é um processo que requer uma transição de longo prazo, como se pode observar nas respostas de algumas empresas consultadas. Segundo a Ford:

**[Acesso restrito ao Cade].**

A Troller também cita os **[Acesso restrito ao Cade]**. Já segundo a Renault, **[Acesso restrito ao Cade]**.

Assim, por mais que haja a expectativa pela utilização cada vez maior de blocos de alumínio nos motores automotivos, há que se considerar a realidade atual do mercado brasileiro de veículos leves e de passeio. Segundo a Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (Anfavea), em 2019, os veículos a diesel corresponderam a cerca de 10% do total de licenciamento de automóveis e comerciais leves no Brasil<sup>[6]</sup>. Além disso, temos ainda a parcela de veículos comerciais leves a gasolina ou a etanol que utilizam blocos de ferro no motor. No caso da Renault, essa parcela corresponde a **[Acesso restrito ao Cade]**. Já no da Volkswagen, esse percentual é de **[Acesso restrito ao Cade]**. Portanto, não parece razoável ignorar totalmente esse número.

Nesse sentido, mesmo assumindo que os valores de importação e de produção de cabeçotes e blocos de motor estão adequados, verifica-se que os coeficientes de importação foram calculados inadequadamente. Na intenção de demonstrar as impropriedades dos resultados e a adoção dos coeficientes de importação apresentados no parecer econômico, sem entrar no mérito do que deveria ser excluído e/ou incluído da base de importação ou da base de produção foram utilizados os mesmos valores informados no parecer econômico para recalcular o coeficiente.

Destaca-se que as Tabelas 4, 5 e 6 abaixo apresentam a comparação entre o coeficiente de importação informado no Parecer Econômico e o calculado utilizando os mesmos dados de produção e importação do parecer. A diferença está apenas na utilização adequada da metodologia, pois no cálculo do parecer as importações não foram adicionadas no denominador. Além disso, salienta-se que devido a impossibilidade de replicar os mesmos ajustes realizados na base de importações considerou-se que não houve exportações<sup>[7]</sup>.

**Tabela 4 – Comparação do coeficiente de importação considerando veículos comerciais leves, médios e pesados e máquinas**

**[Acesso restrito às Requerentes]**

Fonte: Elaboração DEE.

**Tabela 5 – Comparação do coeficiente de importação considerando veículos comerciais médios e pesados e máquina**

**[Acesso restrito às Requerentes]**

Fonte: Elaboração DEE.

**Tabela 6 – Comparação do coeficiente de importação considerando veículos comerciais médios e pesados e máquina, excluindo produção do Grupo FCA**

**[Acesso restrito às Requerentes]**

Fonte: Elaboração DEE.

As Tabelas 4, 5 e 6 evidenciam duas questões muito relevantes. A primeira questão é mais evidente é que a exclusão das importações o denominador representa uma diferença de aproximadamente 20 pontos percentuais no resultado do coeficiente.

A segunda questão é que no cotejo das Tabelas 4 e 5 a exclusão dos veículos leves representa **[Acesso restrito às Requerentes]** da produção nacional. Nesse ponto, o Parecer Econômico (p. 9) afirma que:

**[Acesso restrito às Requerentes].**

Novamente, faz-se mister destacar que não houve apresentação de evidência empírica que corrobore a afirmação sobre o movimento de *phase-out* da utilização dos produtos em ferro alumínio. Ademais, tal afirmação aparentemente estaria em desacordo com a razão econômica da própria operação. Pois, apesar da Teksid atuar na fundição de ferro e alumínio, a divisão de alumínio não faz parte da operação.

Ao final, recorre-se ao teste de mercado para verificar como os concorrentes e os clientes das empresas requerentes percebem as importações de cabeçotes e blocos para motor. O Quadro 3, abaixo, compila as respostas dos concorrentes sobre a possibilidade de substituições dos produtos por importações. **[Acesso restrito ao Cade].**

**Quadro 3 – Manifestações dos concorrentes.**

**[Acesso restrito ao Cade]**

Fonte: Respostas aos ofícios. Elaboração DEE.

Conforme pode ser observado no Quadro 4, a seguir, os clientes das empresas de fundição responderam se há um volume significativo de importações de componentes de ferro fundido para o Brasil; se importou componentes de ferro fundido nos últimos 5 anos; e, quais barreiras/dificuldades podem ser encontradas para a importação de componentes de ferro fundido. Para a primeira questão, **[Acesso restrito ao Cade]**

**Quadro 4 – Manifestações dos clientes.**

**[Acesso restrito ao Cade]**

Fonte: Respostas aos ofícios. Elaboração DEE.

Assim, a partir do teste de mercado, verifica-se que existe a possibilidade de importações, porém essa parece pouco provável. Principalmente, se for considerada a recente desvalorização cambial do Real. No primeiro semestre de 2020 o Real registrou uma desvalorização de, aproximadamente, 30% em relação ao Dólar<sup>[8]</sup>.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente nota técnica analisou o ato de concentração referente à aquisição, Tupy, do controle unitário do negócio de fundição de ferro da Teksid. O DEE analisou os argumentos apresentados nos pareceres econômicos *Concentração e Rivalidade nos Mercados de Cabeçotes e Blocos para Motores Automotivos (0760082)* e *Metodologia de Cálculo dos Coeficientes de Importação e dos Custos Logísticos (0794160)* para subsidiar uma definição de mercado relevante, na dimensão geográfica, como sendo global. O teste de Forni (2004) utilizado nesse primeiro parecer econômico requer a hipótese

de concorrência do tipo Cournot, as evidências e o teste de mercado não corroboram essa suposição. Ademais, mesmo que, conservadoramente, se assuma a hipótese de um equilíbrio Nash-Cournot, os resultados dos testes de raízes unitárias não apresentaram robustez para afirmar que as séries da razão entre os preços domésticos e internacionais são estacionárias. Dessa forma, conclui-se que a aplicação do teste de Forni (2004) não é adequado para a presente operação, pelo fato do mercado em tela não atender as premissas para o uso desse teste e a quantidade de observações das séries de preço apresentadas é insuficiente. Desse modo, os resultados apresentados no parecer econômico enviado pelas requerentes não deveriam ser considerados como uma evidência que o mercado seria global. Outrossim, diz respeito ao cálculo, utilizado no segundo parecer econômico, do coeficiente de importação que apresenta imprecisões na execução da metodologia, circunstância que afasta a possibilidade de utilizá-lo para mensurar o impacto das importações nos mercados de cabeçotes e blocos para motores. Além disso, o coeficiente de importação calculado diz respeito unicamente à 2019, assim, não permite concluir se o seu valor expressa uma questão conjuntural restrita ao ano de 2019 ou se seria estrutural. Posto isso, este DEE entende que o teste de Forni (2004) e o coeficiente de importação apresentados nos pareceres econômicos não possuem a acurácia necessária para concluir que cada um dos produtos nacionais, blocos e cabeçotes, participa do mesmo mercado relevante que os produtos internacionais. Portanto, essas foram as análises realizadas pelo DEE buscando atender ao DESPACHO SG Nº 957/2020 (0800412) e ao OFÍCIO Nº 6813/2020/CGAA4/SGA1/SG/CADE (0801856), e oferecendo, assim, maiores subsídios para a decisão da SG.

## 6. RELAÇÃO DE ANEXOS

- I. Nota Técnica Nº 47/2020/DEE/CADE - Versão restrita ao Cade (0841005).
- II. Nota Técnica Nº 47/2020/DEE/CADE - Versão restrita às requerentes (0841004).

## REFERÊNCIAS

ALVES, F. A. Comparação de testes de raiz unitária e cointegração em modelos de longa dependência. Programa de Pós-graduação em Estatística da UFMG. **Dissertação de Mestrado**, 2008.

BAKER, J.B.; BRESNAHAN, T.F. Economic Evidence in Antitrust: Defining Markets and Measuring Market Power. **Handbook of Antitrust Economics**. Edited by P. Buccirossi. MIT Press, 2008.

CADE. **Delimitação de Mercados Relevantes**. Grupo de Trabalho de Métodos em Economia – Departamento de Economia. Brasília, 2010.

\_\_\_\_\_. **Guia para Análise de Atos de Concentração Horizontais**. CADE, Brasília. 2016.

DE SOUZA, F.B.M.F.; DE OLIVEIRA, J.P.B. **Valoração de empresas: um estudo sobre a Tupy**. Trabalho de Conclusão de Curso. Escola Politécnica da UFRJ. Rio de Janeiro, 2017.

DICKEY, D., FULLER, W. A. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, n. 74, p. 427-31, June, 1979.

EPSTEIN, R. J.; RUBINFELD, D.L. **Technical report effects of mergers involving differentiated products**. Oct. 2004.

- FARREL, J. & SHAPIRO, C. **Antitrust Evaluations of Horizontal Mergers: An Economic Alternative to Market Definition**. The B.E. Journal of Theoretical Economics, Vol. 10 (1), p. 1-41, 2010.
- PHILIPPS, P.; PERRON, P. Testing for Unit Root in Times Series Regression. **Biometrika**, v.78, p. 335-46, 1988.
- FORNI, M. "Using Stationary Tests in Antitrust Definition". **American Law and Economics Review**, Oxford, v.6, n2, pp 441-464, 2004.
- GRANGER, C. W. J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. **Journal of Econometrics**, 121-130, 1981.
- HALDRUP, N. **Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant geographical market in competition analysis**. Aarhus: Department of Economics. 57p. Working Paper, 2003-09, 2003.
- HENDRY, D. **Dynamics Econometrics**. Oxford University Press, 1995.
- HOROWITZ, I. Market Definition in Antitrust Analysis: A Regression- Based Approach. **Southern Economic Journal**, v. 48, n. 1, p. 1-16, Jul. 1981.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. & Y. SHIN. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, 54, p. 159-178, 1992.
- LEVY, P.M.; SERRA, M.I.F. Coeficientes de Importação e Exportação na Indústria. **Boletim de Conjuntura**, IPEA, v. 58, pp.65-80, 2002.
- MONTANA, R. A. Análise comparativa das mudanças no coeficiente de importação: Brasil, China e Principais Blocos Econômicos no período 1995 – 2014. **Tese de Doutorado**. Programa de Pós-graduação em Economia da Indústria e Tecnologia – UFRJ, 2019.
- MOTTA, M. **Competition Policy: Theory and Practice**. Cambridge: Cambridge University Press. 2004.
- MATTOS, L. B.; LÍRIO, V. S.; LIMA, J. E. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 47, p. 249-274, 2009
- OECD. **Economic Evidence in Merger Analysis**. 2011.
- PINDYCK, R. & RUBINFELD, D. **Microeconomia**. 8ª ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2013.
- STIGLER, G. **A Theory of Oligopoly**. Journal of Political Economy, 72, 44-61. 1964.
- TIOLE, J. **The theory of industrial organization**. Cambridge, Mass: MIT Press. 1988.
- VARIAN, H. **Microeconomia: uma abordagem moderna**. 9ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier. 2016.
- WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria: Uma abordagem moderna**. Cengage Learning; 3ª edição, 2017.

---

[1] A presente Nota Técnica buscou endereçar respostas, objetivamente, às questões a e b constantes no anexo do OFÍCIO Nº 6813/2020/CGAA4/SGA1/SG/CADE.

[2] No equilíbrio de Cournot, cada um dos duopolistas produz uma quantidade que maximiza os lucros em função da quantidade que está sendo produzida pelo concorrente, de tal maneira que nenhuma das firmas têm qualquer estímulo para modificar o nível de produção. Ou seja, as empresas que participam

daquele mercado concorrem por quantidade.

[3] Segundo Woodridge (2017), solução plugada do problema de variáveis omitidas advém da ideia de que a proxy deve estar “plugada” à variável que se deseja substituir, aqui no caso os preços internacionais.

[4] A nomenclatura de significância utilizada por Forni (2004) indica que, maior número de \* representa menor significância no teste estatístico. Esse procedimento também é válido para o teste KPSS.

[5] A quantidade estatística utiliza uma unidade de medida padronizada por NCM. Enquanto a quantidade comercial é variável.

[6] Autoveículos - Produção, licenciamento, exportações em unidades de montados e CKD (desmontados), exportações em valor e emprego. Disponível em: <http://anfavea.com.br/estatisticas>.

[7] Compreende-se que esse cálculo não traz a precisão necessária para adotar os resultados. A intenção é, apenas, evidenciar o quanto os coeficientes de importação informados no parecer econômico estão enviesados.

[8] Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/historicocotacoes>.



Documento assinado eletronicamente por **Lilian Santos Marques Severino, Economista-Chefe substituta**, em 08/12/2020, às 20:43, conforme horário oficial de Brasília e Resolução Cade nº 11, de 02 de dezembro de 2014.



Documento assinado eletronicamente por **Felipe Neiva Mundim, Coordenador**, em 08/12/2020, às 20:55, conforme horário oficial de Brasília e Resolução Cade nº 11, de 02 de dezembro de 2014.



Documento assinado eletronicamente por **Heder Carlos de Oliveira, Professor do Magistério Superior**, em 08/12/2020, às 20:59, conforme horário oficial de Brasília e Resolução Cade nº 11, de 02 de dezembro de 2014.



Documento assinado eletronicamente por **Thiago Luis dos Santos Pinto, Analista Administrativo**, em 08/12/2020, às 23:22, conforme horário oficial de Brasília e Resolução Cade nº 11, de 02 de dezembro de 2014.



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site [sei.cade.gov.br/autentica](http://sei.cade.gov.br/autentica), informando o código verificador **0840941** e o código CRC **640A8414**.