

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS HUMANAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PÓS-GRADUAÇÃO

CAIO ASSUMPÇÃO SILVA

A relação entre a taxa de câmbio e o preço das exportações: O caso da siderurgia brasileira

BRASÍLIA

2014

CAIO ASSUMPÇÃO SILVA

A relação entre a taxa de câmbio e o preço das exportações: O caso dos laminados planos e longos da indústria siderúrgica brasileira.

Dissertação de Mestrado

Orientador: Professor Dr. Victor Gomes e Silva

BRASÍLIA

2014

Resumo: O intuito deste trabalho é estimar o coeficiente de *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de laminados planos e longos da indústria siderúrgica no Brasil, no período entre 1995 e 2010, tanto para o curto quanto para o longo prazo com o objetivo de verificar a existência de heterogeneidade entre as estimativas do repasse cambial ao nível de produto para uma indústria específica. Esse segmento da indústria de transformação é, historicamente, considerado um setor chave para a economia devido a seus efeitos de encadeamento de grande porte e tem contribuído significativamente para a balança comercial brasileira nos últimos anos. Para chegar aos resultados utilizou-se econometria de dados em painel e séries de tempo para mensurar os coeficientes de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação. Os resultados revelaram um grau de repasse cambial incompleto e variável entre os diversos produtos, indicando que a relação entre taxa de câmbio e preços não pode ser estudada de forma significativa sem dados desagregados para cada uma das indústrias, e, além disso, que também há limitações para resultados que relevam o repasse médio de uma indústria específica, haja vista que, ao nível de produto, a resposta das firmas em relação à uma variação da taxa de câmbio também varia significativamente. Nesse sentido, uma contribuição deste trabalho é a utilização de dados desagregados ao nível de uma indústria específica.

Palavras-chave: taxa de câmbio, preço das exportações, repasse cambial, siderurgia.

Abstract: The purpose of this paper is to estimate the coefficient of pass-through of changes in exchange rates to export prices of rolled flat and long steel industry in Brazil, in the period between 1995 and 2010, both for the short and for the long term with the objective of verifying the existence of heterogeneity between the estimates of pass-through to the product level for a specific industry. This segment of the manufacturing industry is historically considered a key sector for the economy due to their linkage effects large and has contributed significantly to the Brazilian trade balance in recent years. To get the results we used panel data econometrics and time series to measure the coefficients of pass-through of exchange rates to export prices. The results showed a coefficient of pass-through incomplete and variable between the various products, showing the relationship between prices and exchange rate can not be studied without significantly disaggregated for each of the industries data and, in addition, there is also limitations for results coming under the average of a specific industry, given that the in the level of product, the response of firms in relation to a variation of the exchange rate varies significantly. In this sense, a contribution of this work is the use of disaggregated data to the level of a specific industry.

Keywords: exchange rate, export prices, exchange rate pass-through, steel industry.

Sumário

1. Introdução.....	6
2. Panorama da siderurgia brasileira no período recente.	9
2.1. Noções básicas e classificação.....	9
2.2. Histórico do segmento no Brasil.....	11
2.3. Análise descritiva do setor no Brasil	21
3. Revisão da literatura sobre repasse cambial.....	28
4. Evidências empíricas para o Brasil.	31
5. Estrutura analítica e abordagem metodológica.	37
7. Dados.....	43
9. Conclusão.....	54
10. Referências Bibliográficas.....	57
11. Anexo.	59
11.1. Teste ADF.....	59

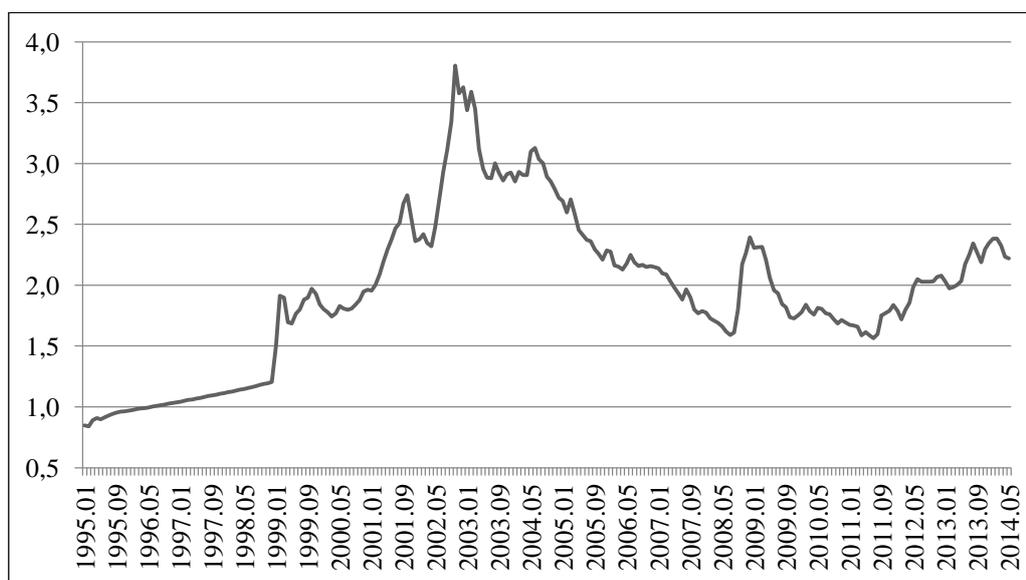
1. Introdução.

A década de 1990 foi um período marcado por transformações significativas para a economia brasileira, com destaque para a consolidação da liberalização econômica e abertura comercial. Esse período representou um importante ponto de inflexão no percurso evolutivo das empresas brasileiras. O aumento da concorrência reconfigurou as estratégias de crescimento e a organização interna das firmas, alavancando a reestruturação das indústrias e dos serviços no Brasil.

Além disso, durante os anos 90, a política cambial adotada pelo governo brasileiro variou significativamente. O regime cambial foi um dos pilares iniciais do Plano de Estabilização Econômica que, em 1994, encerrou um longo período de alta inflação da economia brasileira instituindo o Real (R\$) como nova moeda. Por meio da fixação da taxa de conversão ou limites para a flutuação ou ainda do regime de minidesvalorizações, a taxa de câmbio foi utilizada como um referencial ou uma “âncora” para os preços domésticos. Se por um lado, a estratégia de câmbio valorizado auxiliou na estabilidade dos preços no Brasil, por outro pode ter afetado negativamente os setores exportadores. Em 1998, diante de elevado déficit em transações correntes, fuga de capitais em um contexto de crise nos países emergentes e baixo nível de reservas internacionais, a determinação da taxa de câmbio pelo Banco Central foi colocada em cheque e, de fato, em janeiro de 1999 liberou-se sua flutuação. Desde a flutuação em 1999 as taxas de conversão entre o Real e outras moedas externas apresentaram grande volatilidade, que pode ser ilustrada pelo Gráfico 1, que mostra a relação para com o Dólar (US\$), moeda de maior relevância, amplamente utilizada nas transações internacionais.

Ademais, as privatizações ganharam força a partir na década de 1990. O primeiro grande programa de privatizações nasceu no governo do presidente Fernando Collor de Melo (1990-1992), com a constituição do Programa Nacional de Desestatização (PND). O movimento no Brasil refletia uma tendência do período, de abertura econômica estabelecida pelo chamado Consenso de Washington. Um dos pilares industriais do país, as estatais siderúrgicas começaram a ser privatizadas com o desmantelamento da Siderurgia Brasileira Ltda. (Siderbrás). Historicamente, a indústria siderúrgica tem sido considerada um setor chave para a economia devido a seus efeitos de encadeamento de grande porte.

Gráfico 1 - Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - Comercial - Venda – Média mensal.



Fonte: IPEADATA.

O setor metalúrgico brasileiro, em especial a siderurgia, apresenta tradição exportadora, o que tem gerado contribuições expressivas à balança comercial do país. Os dados consolidados do setor siderúrgico (Instituto Aço Brasil - IABr), referentes ao ano de 2013, mostraram que o Brasil foi o sexto maior exportador líquido de aço (saldo de 4,4 milhões de toneladas), exportando para mais de 100 países e contribuindo para um saldo comercial positivo de US\$ 1,3 bilhões. Ressalta-se a relevância do setor para a economia brasileira, pois é base para outras atividades econômicas, como a indústria de bens de capital, máquinas e equipamentos, construção civil e automobilística.

O processo de privatização possibilitou o fortalecimento da siderurgia nacional, com consideráveis benefícios para as empresas, tanto do ponto de vista administrativo, como financeiro e comercial. Em paralelo ao processo de privatização, se iniciou o processo de liberalização do setor, principalmente pela redução do controle de preços pelo governo. Houve redução das alíquotas de importação de produtos siderúrgicos e também de barreiras não tarifárias. Esse foi o ambiente para dar início ao processo de reestruturação da indústria siderúrgica brasileira, tendo a privatização possibilitado o começo de uma nova etapa de desenvolvimento e fortalecimento do setor, essencial para o estabelecimento da posição de destaque da indústria nacional no mercado internacional.

Durante a década de 80 a indústria siderúrgica nacional apresentou rápido crescimento, em razão principalmente dos relevantes investimentos das estatais em capacidade instalada, com maior direcionamento para o atendimento da demanda externa

crecente. Nos primeiros anos da década seguinte, a situação do setor permaneceu estagnada, sendo o volume de exportação maior que o destinado ao mercado interno. A retomada do crescimento aconteceu com a efetivação do processo de privatização, entre 1991 e 1993, e a implementação do Plano Real. Na segunda metade da década deu-se início ao processo de modernização do parque industrial, com investimentos programados de US\$ 10 bilhões no período de 1994 a 2000 (Andrade et al, 2001). Os novos investimentos melhoraram a produtividade do setor e permitiram um desenvolvimento tecnológico considerável. Na primeira década do século XXI, houve a consolidação das empresas do setor e aumentos de escala da produção, reforçando a orientação exportadora do segmento e a internacionalização do setor.

Assim, diante de um cenário de alta variabilidade da taxa de câmbio e o interesse no desempenho das exportações brasileiras, em especial da indústria siderúrgica, a análise da relação entre variações nas taxas de câmbio e preços dos produtos exportados se torna importante. Quando as firmas exportadoras estão fazendo negócios com outros países, a taxa de câmbio é um fator de incerteza. A literatura recente sugere que, havendo um movimento na taxa de câmbio, diversos resultados podem ocorrer ao nível da indústria. O estudo da relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços é abordado na ciência econômica pela literatura de repasse cambial (*exchange rate pass-through*). O estudo do repasse cambial para o preço das exportações é uma questão importante em termos de formulação de política pública, pois a eficácia do câmbio como um instrumento de política econômica para a promoção das exportações depende, em parte, da elasticidade preço das exportações em relação às variações na taxa de câmbio.

Nos últimos anos, diversos estudos surgiram na literatura nacional com o objetivo de estimar o coeficiente de repasse cambial para a indústria brasileira no agregado e também para diversos segmentos industriais importantes para a economia nacional, principalmente aqueles com alta orientação exportadora. Um dos segmentos mais analisados por pesquisadores brasileiros é o agronegócio, setor tradicional, no qual o Brasil possui certa vantagem comparativa em relação a outros países. Conforme mencionado, outro setor importante para a economia nacional é a indústria siderúrgica. Sua importância está relacionada ao fornecimento de insumos para diversas indústrias, como a de construção, de bens de capital e também de bens de consumo e também como demandante de matérias prima que o Brasil possui de maneira abundante, como o minério de ferro e o carvão.

Segundo Junior e Silva (2005), durante o plano real, no início a política de valorização cambial, a taxa de inflação foi segurada, porém o saldo da balança comercial foi revertido fortemente (déficit). As diversas fases da política cambial, mantida durante a crise do México, Ásia e Rússia, marcaram o início e o agravamento do déficit no final dos anos 90. Houve redução de investimento e fluxo de capital de curto prazo para a América Latina em conta das crises e sucessivos déficits comerciais culminaram no abandono do regime de bandas cambiais, que desde então, permitiu a flutuação livre do câmbio. A preocupação com o equilíbrio do Balanço de Pagamentos (BP) e necessidade de geração de superávits comerciais para cobrir os déficits, gerou desenvolvimento de trabalhos voltados a analisar os preços dos produtos exportados pelo Brasil.

Assim, considerando a influência da elasticidade preço da taxa de câmbio no desempenho exportador da indústria e a importância da siderurgia para a economia nacional, o objetivo deste trabalho é estabelecer evidência empírica para a indústria siderúrgica brasileira da relação existente entre as variações da taxa de câmbio e os preços de exportação diante das variações cambiais ocorridas no período de 1995 a 2010, utilizando dados desagregados no nível de produto e para a indústria de laminados planos e longos no agregado. A pergunta a ser respondida é quanto da variação cambial é repassada para os preços de exportação e se existe diferença entre o grau de *pass-through* entre os diversos produtos exportados pela siderurgia brasileira.

Portanto, o foco de investigação será voltado ao nível de uma indústria específica, para os quais há pouca evidência empírica no que tange aos preços de exportação. Além desta introdução, este trabalho apresenta, na próxima seção, uma análise descritiva da indústria siderúrgica mundial e brasileira no período recente; na terceira seção é apresentada uma revisão da teoria de repasse cambial e evidência empírica para o Brasil; na quarta seção o resultado dos exercícios econométricos e, por fim, as considerações finais.

2. Panorama da siderurgia brasileira no período recente.

2.1. Noções básicas e classificação.

A siderurgia é definida como ramo da metalurgia que se dedica à fabricação e ao tratamento de aços e ferros fundidos¹. A fabricação do aço pode ser dividida em quatro

¹ O aço é uma liga de ferro e carbono. O ferro é encontrado em toda crosta terrestre, fortemente associado ao oxigênio e à sílica. O minério de ferro é um óxido de ferro, misturado com areia fina. O carbono é relativamente

etapas: preparação da carga, redução, refino e laminação. Antes de serem levados ao alto forno, o minério e o carvão são previamente preparados para melhoria do rendimento e economia do processo. Grande parte do minério de ferro é aglomerada utilizando-se cal e finos de coque, e o produto resultante é chamado de sinter. O carvão é processado na coqueria, para obtenção do coque, dele se obtendo ainda subprodutos carboquímicos. Desse modo, as principais matérias primas demandadas pela indústria siderúrgica são o minério de ferro e o carvão (vegetal ou mineral).

No processo de redução, o ferro se liquefaz e é chamado de ferro gusa ou ferro de primeira fusão. Impurezas como calcário, sílica, etc. formam a escória, matéria-prima para a fabricação de cimento. A etapa seguinte do processo é o refino. O ferro gusa é levado para a aciaria, ainda em estado líquido, para ser transformado em aço, mediante queima de impurezas, como fósforo, enxofre, nitrogênio e adições dos chamados ferroligas². O refino do aço se faz em fornos a oxigênio ou elétricos. A maior parte do aço líquido é solidificada em equipamentos de lingotamento contínuo para produzir os semiacabados³, lingotes⁴ e blocos. Os semiacabados são processados por equipamentos chamados laminadores e transformados em uma grande variedade de produtos siderúrgicos, cuja nomenclatura depende de sua forma e/ou composição química.

Por fim, a última fase do processo de fabricação do aço é a laminação. O aço, em processo de solidificação, é deformado mecanicamente e transformado em produtos siderúrgicos utilizados pela indústria de transformação, como chapas grossas e finas, bobinas, vergalhões, arames, perfilados, barras, etc. Os aços laminados planos podem ser de vários tipos, como laminados a quente, laminados a frio, laminados galvanizados, folhas metálicas, entre outros. Têm como característica comum a largura extremamente superior a espessura.

abundante na natureza e pode ser encontrado sob diversas formas. Na siderurgia, usa-se carvão mineral, e em alguns casos, o carvão vegetal. O carvão exerce duplo papel na fabricação do aço. Como combustível, permite alcançar altas temperaturas necessárias à fusão do minério. Como redutor, associa-se ao oxigênio que se desprende do minério com a alta temperatura, deixando livre o ferro. O processo de remoção do oxigênio do ferro para ligar-se ao carbono chama-se redução e ocorre dentro de um equipamento chamado alto forno.

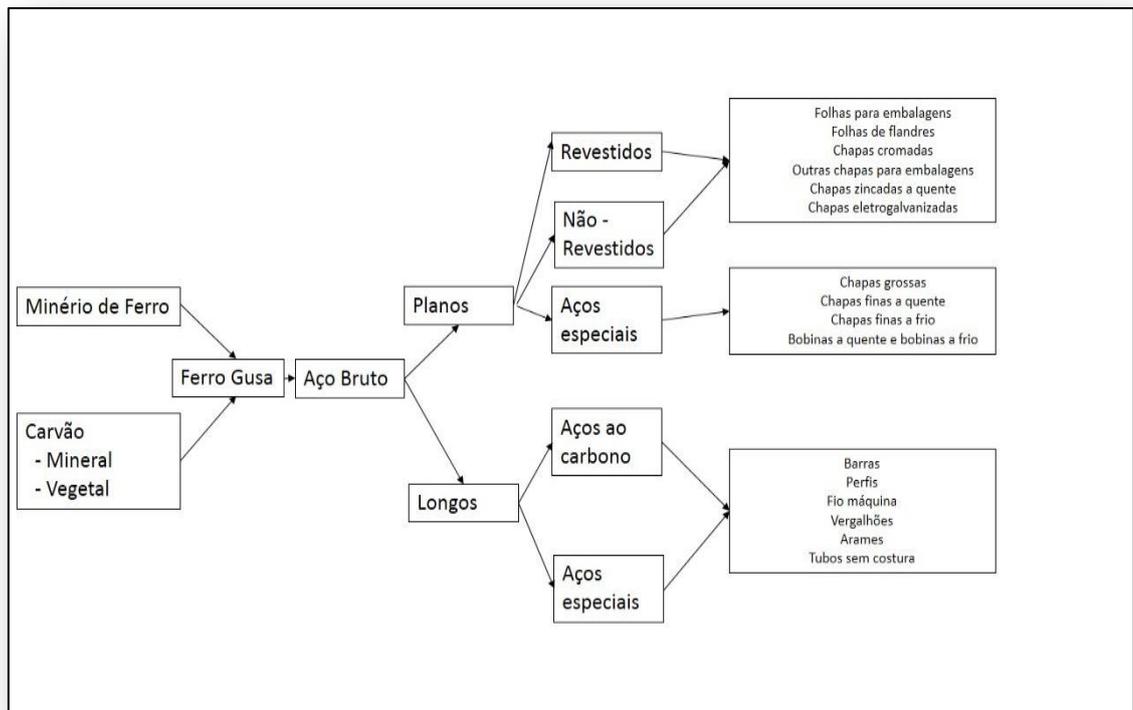
² São ligas de ferro com outro elemento químico e são usados na fabricação de aços. Durante o processo da fabricação, quando o aço se encontra em estado líquido, são adicionados os ferroligas para mudar a composição química do aço e dar uma característica especial a este. As ligas mais comuns que são adicionadas são ferromangânês, ferrosilício e ferrocromo. Cada elemento dá uma propriedade especial ao aço como aumento de sua dureza, resistência à corrosão e maior maleabilidade.

³ Produtos oriundos de processo de lingotamento contínuo ou de laminação de desbaste, destinados a posterior processamento de laminação ou forjamento a quente.

⁴ É um tipo de aço semi-acabado. O aço líquido é despejado em moldes, onde ele se solidifica. Depois que esses moldes são retirados os lingotes estão prontos para laminação posterior. O processo de lingotamento pode ser convencional, como o descrito acima, ou contínuo, uma forma mais eficiente de produção.

Em função dos produtos que preponderam em suas linhas de produção, as usinas siderúrgicas podem ser classificadas em: de semiacabados (placas, blocos e tarugos); de planos aços carbono (chapas e bobinas); de planos aços especiais / ligados (chapas e bobinas); de longos aços carbono (barras, perfis, fio máquina, vergalhões, arames e tubos sem costura); de longos aços especiais / ligados (barras, fio-máquina, arames e tubos sem costura). A figura 1 ilustra a classificação geral dos aços, por tipo e liga⁵.

Figura 1- Classificação dos aços, por tipo e liga⁵.



Fonte: IABr. Elaboração própria.

2.2. Histórico do segmento no Brasil.

O desenvolvimento inicial da indústria siderúrgica brasileira é conduzido por uma ação do estado e não do setor privado, assim como no restante do mundo. Segundo Cintra (2007), o parque siderúrgico nacional começou a se desenvolver em meados do século XX. Em 1917 foi criada a Companhia Siderúrgica Mineira. Em 1930, a indústria nacional tinha uma

⁵ Os aços planos e longos se enquadram na categoria de produtos acabados. Os produtos semiacabados não serão objeto desta pesquisa.

capacidade de apenas 36 mil toneladas. Segundo o autor, esta década foi importante para o setor no Brasil, e dentre os principais acontecimentos, estavam a criação da Comissão Militar de Estudos Metalúrgicos (1931), com o objetivo de estudar e elaborar projetos para a siderurgia brasileira, e do Conselho Federal de Comércio Exterior (1934), com o intuito de agregar as ações de política exterior no país, além da aquisição de financiamento estrangeiro para o setor e da criação da Carteira de Crédito Agrícola e Industrial, de 1937, pelo Banco do Brasil, que proporcionou investimentos no setor de aço.

A Companhia Vale do Rio Doce e a Companhia de Ferro e Aço de Vitória surgiram em 1942. A Companhia Siderúrgica Nacional foi inaugurada em 1946, sendo, à época, a maior usina integrada da América Latina⁶. Em 1950 foi inaugurada a Monlevade, considerada a maior empresa siderúrgica no mundo na época, aumentando a capacidade da indústria nacional em 50 mil toneladas anuais⁷. Outras empresas surgiram, sempre com intensa participação estatal, e, em 1974, a produção brasileira atingiu cerca de 1,5 milhões de toneladas de aço bruto ao ano (Cintra, 2007). Segundo Andrade e Cunha (2002), em 1980 a capacidade nacional instalada para a produção de aço bruto atingiu 16,4 milhões de toneladas. A produção brasileira de aço atingiu 25 milhões de toneladas em 1989, representando mais da metade da produção latino-americana e 3% da produção mundial.

Andrade et al (2001) afirmam que a siderurgia mundial apresentou três estágios distintos de evolução até a década de 2000. O primeiro ocorreu do período pós-guerra até a década de 1970, com a implementação e expansão de siderurgias no âmbito mundial por meio da ação estatal. O segundo estágio ocorreu na década de 80 e foi caracterizado pela estagnação da produção e desaceleração das economias desenvolvidas. Em 1980, 75% da produção mundial de aço bruto era de controle estatal. Os autores definem como a terceira fase do processo as mudanças ocorridas a partir do final da década de 1980, caracterizada pela reestruturação com grandes transformações do setor. Em 1994, a produção estatal mundial de aço atingiu 40% do setor, passando para 20% no início da década de 2000. Nesse sentido, os autores afirmam que as privatizações foram um fator determinante para essa reestruturação, que contribuiu para a internacionalização da indústria mundial e aumento da produtividade.

⁶ As chamadas usinas integradas, que são aquelas que produzem o ferro gusa a partir da redução do minério de ferro nos altos-fornos, ou nas usinas semi-integradas ou mini usinas, que fundem e refinam a sucata de aço em fornos elétricos a arco. A diferença entre os dois processos produtivos, além da matéria-prima básica utilizada, é que a produção de aço nas usinas semi-integradas pode ser feita em escala bem menor que nas usinas integradas.

⁷ Além dessas empresas, surgiu, em 1944, a Acesita, que em 1951 tinha como sócio majoritário o Banco do Brasil.

Além disso, segundo Andrade e Cunha (2002), a década de 1990 foi um período marcado por modernização e reestruturação do parque produtivo nacional. No início da década, cerca de 70% da capacidade instalada nacional era controlada pelo estado. As empresas estavam endividadas e com pouca capacidade de realizar investimentos. Paula e Camargos (1997) afirmam que, no ano de 1993, após uma série de privatizações, a produção privada de aço no país atingiu cerca 70% da produção total, ocasionando um ganho de autonomia para planejamento e estratégia de atuação, melhoria de gestão, fortalecimento e internacionalização das empresas e acesso ao mercado de capitais e realização de novos investimentos em modernização. Ou seja, em pouco tempo (1991-1993), houve uma reestruturação do controle do capital dessas empresas, passando do controle estatal para o privado.

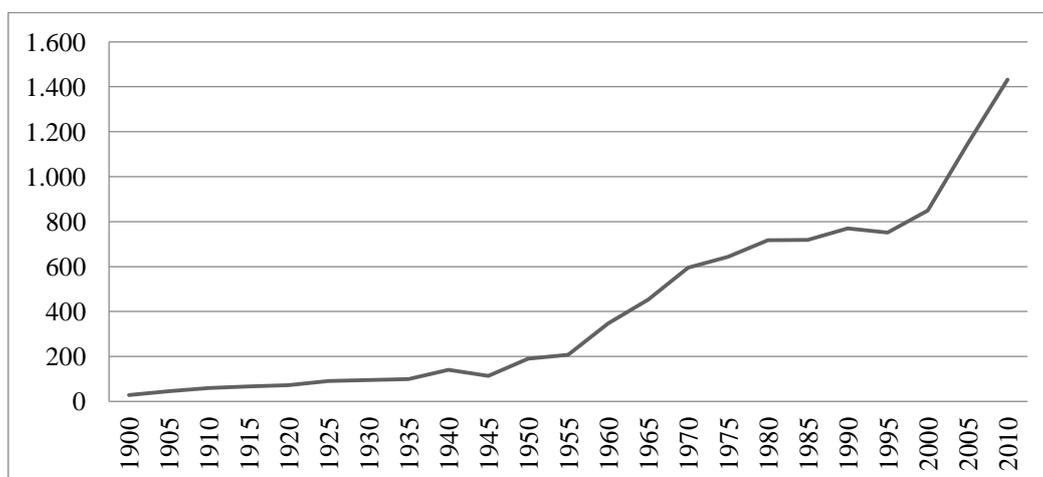
A reestruturação ocorrida na década de 90 levou a uma redução considerável no número de empresas por meio de fusões e aquisições. Andrade et al (2001) afirmam que tal processo resultou no término de um extenso período cujo principal enfoque era a substituição das importações e reserva de mercado, culminando em um aumento da competição pela possibilidade de entrada de novos concorrentes e a busca de novos padrões de eficiência gerencial. Cintra (2007) afirma que o período pós-privatização gerou grande aumento de produtividade da indústria siderúrgica nacional, com redução do número de empregados e manutenção do volume produzido. Após a privatização, observaram-se movimentos semelhantes de consolidação, concentração e especialização produtiva nos elos de mineração e siderurgia.

O Gráfico 2 mostra a evolução da produção mundial de aço bruto de 1900 a 2010⁸. A Tabela 1 mostra a taxa de crescimento médio anual no período⁹.

⁸ O aço bruto é definido como o aço em sua primeira forma sólida (ou utilizável): lingotes, produtos semi-acabados (tarugos, blocos, lajes) e aço líquido para a fundição. Os produtos laminados a quente (longos, planos e tubos sem costura) são produtos de primeira transformação. Estes produtos podem ser mais trabalhados para produzir produtos laminados a frio, revestidos e tubulares (exceto tubos sem costura).

⁹ Em ambos os casos, a fonte de informações é a *World Steel Association*.

Gráfico 2 - Produção Mundial de Aço Bruto - Em milhões de toneladas.



Fonte: World Steel Association.

Tabela 1 - Taxa média de crescimento anual (%) da produção mundial de Aço Bruto.

Ano	Cresc. Med.	Ano	Cresc. Med.
1900-05	11,70%	1955-60	13,50%
1905-10	6,90%	1960-65	6,10%
1910-15	2,10%	1965-70	6,30%
1915-20	1,80%	1970-75	1,60%
1920-25	4,90%	1975-80	2,30%
1925-30	1,00%	1980-85	0,10%
1930-35	0,90%	1985-90	1,40%
1935-40	8,30%	1990-95	-0,50%
1940-45	-3,90%	1995-00	2,40%
1945-50	13,50%	2000-05	6,20%
1950-55	1,90%	2005-10	4,50%

Fonte: World Steel Association. **Elaboração própria.**

Nota-se dois momentos de forte expansão da indústria siderúrgica mundial, quais sejam, nas décadas de 60 e 70 e após os anos 2000. A produção mundial de aço bruto registrou 28 milhões de toneladas no ano de 1900 e 190 milhões em 1950. De 1950 a 1980, houve um crescimento expressivo do volume produzido, atingindo 717 milhões de toneladas neste ano. De 1990 a 2010, a produção aumentou 86%, registrando 1.400 milhões de toneladas no final da primeira década do século XXI. Nos vinte anos iniciados em 1990, houve um deslocamento da produção mundial, principalmente devido ao aumento da produção chinesa de aço. Em 1990, a China era responsável por 8,6% da produção mundial de aço bruto, passando para 44,6% em 2010. No mesmo período, a participação brasileira neste total passou de 2,7% para 2,3%. As Tabela 2 e 3 mostram, respectivamente, a participação das

principais regiões e países produtores de aço no mundo nesse período e o crescimento médio anual do volume produzido.

Tabela 2 - Produção de Aço Bruto (Em mil toneladas) - Por região.

	1990		1995		2000		2005		2010	
	Qtde.	% Mundo	Qtde.	% Mundo	Qtde.	% Mundo	Qtde.	% Mundo	Qtde.	% Mundo
Europa	234.440	30,40%	205.091	27,30%	209.903	24,80%	220.580	19,22%	206.551	14,40%
NPI	131.636	17,10%	78.804	10,50%	98.489	11,60%	113.206	9,86%	108.200	7,60%
Rússia	78.990	10,30%	51.589	6,90%	59.136	7,00%	66.146	5,76%	66.942	4,70%
Ucrânia	52.646	6,80%	22.309	3,00%	31.767	3,70%	38.641	3,37%	33.432	2,30%
América do Norte	102.004	13,20%	122.726	16,30%	135.137	15,90%	127.631	11,12%	111.562	7,80%
Estados Unidos	89.723	11,60%	95.191	12,70%	101.803	12,00%	94.897	8,27%	80.495	5,60%
América do Sul	38.511	5,00%	34.634	4,60%	39.115	4,60%	45.319	3,95%	43.894	3,10%
Brasil	20.567	2,70%	25.076	3,30%	27.865	3,30%	31.610	2,75%	32.948	2,30%
África	13.326	1,70%	13.701	1,80%	13.827	1,60%	17.950	1,56%	16.624	1,20%
Oriente Médio	4.013	0,50%	8.132	1,10%	10.780	1,30%	15.257	1,33%	20.000	1,40%
Ásia	238.895	31,00%	279.599	37,20%	331.845	39,20%	599.183	52,20%	917.771	64,10%
China	66.349	8,60%	95.360	12,70%	127.236	15,00%	355.790	31,00%	638.743	44,60%
Japão	110.339	14,30%	101.640	13,50%	106.444	12,60%	112.471	9,80%	109.599	7,60%
Coreia do Sul	23.125	3,00%	36.772	4,90%	43.107	5,10%	47.820	4,17%	58.914	4,10%
Índia	14.963	1,90%	22.003	2,90%	26.924	3,20%	45.780	3,99%	68.976	4,80%
Oceania	7.395	1,00%	9.302	1,20%	7.832	0,90%	8.646	0,75%	8.149	0,60%
Mundo	770.220	100,00%	752.271	100,00%	847.426	100,00%	1.147.772	100,00%	#####	100,00%

Fonte: World Steel Association. Elaboração própria.

Tabela 3 - Taxa média de crescimento anual (%) - Por região¹⁰.

Região/País	1990-95	1995-00	2000-05	2005-10
Europa	-2,50%	0,50%	1,00%	-1,30%
NPI	-8,00%	5,00%	3,00%	-0,90%
Rússia	-6,90%	2,90%	2,40%	0,20%
Ucrânia	-11,50%	8,50%	4,30%	-2,70%
América do Norte	4,10%	2,00%	-1,10%	-2,50%
Estados Unidos	1,20%	1,40%	-1,40%	-3,00%
América do Sul	-2,00%	2,60%	3,20%	-0,60%
Brasil	4,40%	2,20%	2,70%	0,80%
África	0,60%	0,20%	6,00%	-1,50%
Oriente Médio	20,50%	6,50%	8,30%	6,20%
Ásia	3,40%	3,70%	16,10%	10,60%
China	8,70%	6,70%	35,90%	15,90%
Japão	-1,60%	0,90%	1,10%	-0,50%
Coreia do Sul	11,80%	3,40%	2,20%	4,60%
Índia	9,40%	4,50%	14,00%	10,10%
Oceania	5,20%	-3,20%	2,10%	-1,10%
Mundo	-0,50%	2,50%	7,10%	5,00%

Fonte: World Steel Association. Elaboração própria.

¹⁰ NPI = Novos países independentes. Conjunto de países formados por ex-membros da URSS.

Observa-se que no período de 1990-95, a produção brasileira de aço bruto cresceu em média foi de 4,4% ao ano, enquanto a produção mundial recuou em média 0,5% ao ano. Nos quinze anos seguintes, a produção brasileira não acompanhou o crescimento mundial, puxado principalmente pela produção chinesa, que, por exemplo, cresceu em média 35,9% ao ano no período de 2000-05.

Em relação aos processos tecnológicos de produção, nas últimas décadas, as usinas siderúrgicas, a nível global, vêm se desenvolvendo por meio de duas rotas tecnológicas básicas, que correspondem às usinas integradas e às aciarias elétricas. As usinas integradas operam com coque, utilizando ferro-gusa como principal matéria prima, enquanto que as usinas que operam com fornos elétricos têm como matéria prima a sucata. A Tabela 4 mostra com mais detalhe a evolução da produção mundial de aço bruto, por região, no período de 2000 a 2009. No período de 2000 a 2009, a produção mundial de aço bruto teve um crescimento médio de 4% ao ano, passando de 0,8 para 1,2 bilhões de toneladas. No mesmo período, a produção brasileira ficou estagnada em torno de 30 milhões de toneladas ao ano, o que representou uma queda de 1,1 pontos percentuais na sua participação na produção mundial (passou de 3,3% em 2000 para 2,2% em 2009).

A produção americana durante a década de 2000 diminuiu significativamente, passando de 102 em 2000 para 58 milhões de toneladas em 2009, representando apenas 4,8% da produção mundial neste ano. Em um contexto histórico¹¹, o crescimento da indústria siderúrgica estadunidense remonta ao último quarto do século XIX, impulsionada pela demanda doméstica proveniente do crescimento da malha ferroviária e da urbanização crescente, coincidindo com a utilização do aço na construção civil. Nesse período surgem grandes empresas como a Carnegie Steel, posteriormente incorporada no conglomerado US Steel. No século XX se deu a massificação do uso do aço, a partir do estímulo da construção civil, e das indústrias automobilística, naval e armamentista, destacando-se o protagonismo da indústria estadunidense, em particular da US Steel. A partir dos anos 70, a siderurgia nos EUA começou a perder competitividade para novos atores que surgiram no leste asiático, com destaque para o Japão e a Coreia do Sul. Nos anos 90, correspondendo a um período de retomada do crescimento econômico doméstico, ocorreu um processo de reestruturação produtiva, que levou a consolidação dessa indústria. Paralelamente ao incremento da

¹¹ *History of US Steel* em <http://www.ussteel.com/uss/portal/home/aboutus/history>. Acesso em 03/01/2014.

produção e da competitividade internacional dos EUA, ocorreu a significativa emergência da indústria chinesa, que se tornou um destacado competidor global.

No mesmo período (2000-2009) observa-se um crescimento vigoroso da produção chinesa de aço, que viu sua participação na produção mundial de aço bruto passar de 15% para incríveis 46%. Dentro de uma perspectiva histórica¹², a partir de 1949, com a criação da República Popular da China, houve um aumento considerável nos investimentos para o setor do aço, patrocinados em grande parte pela União Soviética, o que iniciaria a expansão e criação de diversos parques siderúrgicos no país. Em 1960 houve o colapso do setor, que levou ao fechamento de todas as pequenas usinas (*mini-mills*) e a produção caiu quase que pela metade, iniciando-se um ciclo de instabilidade até 1976. O período entre 1976 e 1986 foi de expansão do setor, que passou de 34,5 milhões de toneladas (atual produção do Brasil) para 50 milhões de toneladas. Ainda que a China estivesse entre os 5 maiores produtores de aço e ferro do mundo em 1987, a qualidade da produção e de seus produtos finais era considerada inferior à dos países desenvolvidos. Assim, o governo chinês implementou uma política de concentração do setor siderúrgico a fim de aumentar a qualidade de seus produtos.

Tabela 4 - Produção mundial de aço bruto - 2000:2009 – Em milhões de toneladas.

Região / País	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Europa	210	205	208	214	226	221	235	240	230	168
América do Norte	135	120	123	126	134	128	132	133	124	82
Estados Unidos	102	90	92	94	100	95	99	98	91	58
EUA/Mundo em %	12%	11%	10%	10%	9%	8%	8%	7%	7%	5%
América do Sul	39	37	41	43	46	45	45	48	47	38
Brasil	28	27	30	31	33	32	31	34	34	27
Brasil/Mundo em %	3%	3%	3%	3%	3%	3%	2%	3%	3%	2%
África	14	15	16	16	17	18	19	19	17	15
Oriente Médio	11	12	12	13	14	15	15	16	17	18
Ásia	333	355	395	442	513	596	672	757	771	799
China	129	152	182	222	283	353	419	489	500	568
China/Mundo em %	15%	18%	20%	23%	26%	31%	34%	36%	38%	46%
Oceania	8	8	8	8	8	9	9	9	8	6
Outros	98	100	101	106	113	113	120	124	114	98
Mundo	849	851	904	970	1.072	1.144	1.247	1.346	1.329	1.224

Fonte: *World Steel Association*. **Elaboração própria**

A partir dos anos 1990, não só a qualidade do aço chinês aumentou, como também a produção. Já em 1996, a produção de aço bruto chinesa passava a marca dos 100 milhões de

¹² *Red Steel City: What China's Oldest Steel Factory Says About the Nation's Future* (2013). Disponível em: <http://business.time.com/2013/06/16/red-steel-city-what-chinas-oldest-steel-factory-says-about-the-nations-future/#ixzz2gmOBOiGE>. Acesso em 04/01/2014.

toneladas anuais. Em 1999, com uma produção de 123 milhões de toneladas, a China adentra na Organização Mundial do Comércio (OMC), expandindo agressivamente sua produção, dando indícios de que integraria a indústria do aço com a automotiva, eletrônica e de materiais. Desde então, o país assumiu a posição como maior produtor de aço no mundo, aumentando sua margem frente aos demais produtores. Atualmente, apresenta uma capacidade instalada de mais de 1.050 milhões de toneladas de aço bruto por ano, equivalente a mais de 67% da produção mundial em 2012, e, aproximadamente 50% da capacidade instalada do mundo. O grupo Wuhan Iron & Steel Corp (WISCO), localizado na província de Wuhan, é a planta siderúrgica mais antiga da China. Ela foi responsável pela fabricação de todos os armamentos feitos durante a Revolução dos Boxers (1899-1901). Atualmente o grupo fornece material para as fabricantes automotivas BYD e Cherry, além de todo o material de alta performance usados na criação do Estádio Ninho do Pássaro, usado nas olimpíadas de Pequim em 2008.

Atualmente o Brasil possui 29 usinas siderúrgicas por 10 estados da federação, administrados por 11 grupos empresariais, com uma capacidade de produção de 34 milhões de toneladas de aço bruto em 2012 (IABr). A Tabela 5 mostra as companhias siderúrgicas criadas pelo estado desde a década de 40 e a Tabela 6 apresenta o número de plantas siderúrgicas no Brasil no ano de 2012 e suas respectivas produções de aço bruto. A participação de mercado de cada uma das empresas no período de 2006-2012, com relação à sua produção específica de aço bruto, é apresentada na Tabela 7. No período compreendido, observa-se uma trajetória de crescimento na produção brasileira de aço bruto, interrompida após a crise global de 2008, e mostra um comportamento oscilante até 2012

Tabela 5 - Cia. Siderúrgicas criadas pelo Governo Brasileiro.

Ano	Empresa
1959	Cia. Siderúrgica do Nordeste (Cosinor)
1946	Cia. Siderúrgica Nacional (CSN)
1942	Cia. Ferro e Aço de Vitória (Cofavi)
1944	Cia. Siderúrgica de Mogi das Cruzes (Cosim)
1949	Aços Especiais Itabira (Acesita)
1962	Cia. Siderúrgica Paulisa (Cosipa)
1963	Mills Siderurgia de Minas Gerais (Usiminas)
1973	Aços Finos Piratini
1973	Mill Siderurgia da Bahia (Usiba)
1985	Aços Minas Gerais (Açominas)
1983	Cia. Siderúrgica de Tubarão (CST)

Fonte: Cintra (2007).

O consumo nacional de aços laminados a quente (planos e longos) cresceu de 58% de 2003 a 2012. Observa-se, pelos dados contidos na Tabela 8, elevação pouco expressiva do consumo aparente por aço plano no período 2003-2012 com uma estagnação a partir de 2010. Já o consumo por aços longos foi mais expressivo do que os aços planos, aumentando em 85%. Em 2003, 61,5% do consumo brasileiro era de aços planos, passando para 55% em 2012, principalmente pelo crescimento acelerado do consumo de produtos longos. Ressalte-se que o consumo aparente foi mais acentuado nos produtos planos em 2010, sendo o ano de 2009, marcado por movimento descendente, assim como 2011. Para os longos, houve crescimento mais acentuado em 2008 e decréscimo em 2009 e novamente uma forte recuperação em 2010 que foi seguida por anos de estabilidade.

Tabela 6 – Número de plantas siderúrgicas no Brasil e produção de aço bruto no ano de 2012.

Empresa	Número de plantas	Produção de aço bruto (1.000 tons)
Aperam	1	728
ArcelorMittal	5	7.813
CSN	1	4.874
Gerdau	13	8.181
Sinobrás	1	319
ThyssenKrup (CSA)	1	3.510
Usiminas	2	7.157
V&M	1	511
VSB	1	192
Villares Metals	1	121
Votorantim	2	1.145
Total	29	34.524

Fonte: IABr.

Tabela 7 - Participação das principais empresas na produção brasileira de aço bruto – Em %.

Empresa	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
ArcelorMittal	30,81	30,28	30,99	34,41	34	30,79	22,6
CSN	11,3	15,79	14,8	16,51	14,94	13,94	14,12
Gerdau	24,91	23,98	25,79	23,01	24,54	21,54	23,69
Outras	4,6	4,3	4,6	4,8	4,28	14,69	18,86
Usiminas	28,38	25,66	23,82	21,27	22,24	19,05	20,73
Total	100						
Total (em mil tons)	30.901	33.813	33.674	26.499	32.817	35.162	34.524

Fonte: Bloomberg.

Tabela 8 - Consumo nacional aparente de aços, por tipo – Em mil toneladas

Produtos	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Planos	9.816	11.022	10.168	11.122	13.390	13.930	10.732	15.282	13.851	13818
Longos	6.139	7.294	6.644	7.413	8.670	10.118	7.811	10.822	11.181	11.363
Total	15.955	18.316	16.812	18.535	22.040	24.048	18.543	26.104	25.032	25.181

Fonte: IABr.

No segmento de aços planos comuns, observa-se, ao longo do período analisado, que o Grupo Usiminas manteve a liderança, seguido da CSN e Grupo ArcelorMittal (Tabela 9). Embora conservando as posições no *ranking*, o Grupo ArcelorMittal ampliou expressivamente a participação no período, a CSN diminuiu apenas um pouco a sua participação, enquanto a Usiminas registrou decréscimo em sua respectiva participação em mais de 10%. Ademais, é relevante observar que a Aperam responde pela totalidade da produção brasileira de aços planos especiais.

Tabela 9 - Participação de cada empresa na produção brasileira de aços planos comuns e especiais – Em %.

Ano	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Produção de Aços Planos Comuns							
Grupo Usiminas	51	48	49	44	43	40	43
CSN	29	33	32	34	32	34	33
Grupo ArcelorMittal	20	19	19	23	25	26	24
Total	100						
Produção de Aços Planos Especiais							
Aperam	100						

Fonte: Bloomberg.

A participação do Produto Interno Bruto (PIB) do setor metalúrgico na produção brasileira passou de 6% em 1970 para 8,2% em 2010. Na década de 1990 a participação do setor foi de 5% no PIB nacional. Verifica-se, portanto, um aumento do peso do setor na primeira década do século XXI em relação à década de 1990 (Tabela 10).

Tabela 10 - PIB da Metalurgia, da Indústria e do Brasil – 1970:2010 – Em US\$ milhões 2010.

Ano	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2008	2009	2010
PIB da Metalurgia	10	16	24	21	21	24	20	47	39	46
PIB da indústria	165	279	395	389	423	440	408	536	494	560
PIB do Brasil	430	694	983	1047	1149	1330	1470	1955	1943	2089
Metalurgia (% da indústria)	6	6	6	5	5	6	5	9	8	8
Metalurgia (% do Brasil)	2	2	2	2	2	2	1	2	2	2

Fonte: Anuário Estatístico Ministério de Minas e Energia - 2010.

2.3. Análise descritiva do setor no Brasil

Para uma análise descritiva do mercado brasileiro de produtos siderúrgicos, principalmente no que tange ao desempenho exportador do setor, buscou-se informações sobre a classificação dos diversos tipos de aço na Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM)¹³. Os produtos siderúrgicos são classificados nos capítulos 72 e 73 da NCM. O capítulo 72 compreende ferro fundido, ferro e aço (produtos de base, semiacabados, laminados planos e longos), enquanto o capítulo 73 abrange suas obras (estacas-pranchas, elementos de via férrea, tubos, cabos, arame farpado, telas, parafusos, molas, etc.). Por meio da leitura do documento de classificação da Tarifa Externa Comum (TEC) do Mercosul, é possível classificar os itens destes capítulos segundo mostra a Tabela 11. Ressalta-se que uma maior atenção será dada para os itens do capítulo 72, que são o foco desse estudo.

Tabela 11 - Classificação dos itens do Capítulo 72 e 73 na NCM.

Capítulo 72	Classificação SH4	Capítulo 73	Classificação SH4
1. Aços Comuns	7201-7217	Estacas-pranchas	7301
1.1. Produtos de base	7201 - 7205	Elementos de via férrea	7302
1.2. Semi-acabados	7206 - 7207	Tubos	7303-7306
1.3. Laminados Planos	7208-7212	Acessórios para tubos	7307
1.4. Laminados Longos	7213-7217	Construções e suas partes	7308-7326
2. Aços especiais (Inox)	7218-7223	Reservatórios, tonéis, barris e outros recipientes	7308-7311
2.1. Semi-acabados	7218	Cordas, cabos, tranças, lingas e artefatos semelhantes	7312
2.2. Planos	7219-7220	Arame farpado	7313
2.3. Longos	7221-7223	Telas metálicas	7314
3. Aços especiais (Outros)	7224-7229	Correntes, cadeias e suas partes	7315
3.1. Semi-acabados	7224	Taxas, pregos, percevejos e outros semelhantes	7317
3.2. Planos	7225-7226	Parafusos, pinos e outros semelhantes	7318
3.3. Longos	7227-7229	Outras obras de ferro e aço	7319-7326

Fonte: DEINT/MDIC. Elaboração própria.

Os produtos do capítulo 72 podem ser classificados segundo suas ligas, ou seja, aços comuns e aços especiais, este último podendo ainda ser dividido em aços inoxidáveis e outros aços especiais (elétricos, ao carbono, etc.). Em relação ao tipo de produto final, eles podem

¹³ Desde 1995, Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai adotam a NCM, que tem por base o Sistema Harmonizado (SH). A NCM é uma convecção de categorização de mercadorias baseada no Sistema Harmonizado (SH). O SH é uma metodologia internacional de classificação de mercadorias, que tem como base uma estrutura de códigos e respectivas descrições, criado em 1988, com o intuito de auxiliar no desenvolvimento do comércio internacional, aprimorar a coleta, comparação e análise das estatísticas de cada país, além de facilitar as negociações comerciais internacionais. Maiores informações sobre a NCM podem ser encontradas no sítio do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). <http://www.desenvolvimento.gov.br/>.

ser divididos em produtos de base, semiacabados, laminados planos e laminados longos. Os produtos de base incluem ferro fundido, ferro-ligas, desperdícios e resíduos de ferro fundido, granalhas e pó de ferro fundido, entre outros. Os semiacabados compreendem lingotes e outros produtos semimanufaturados. Os laminados planos incluem chapas e bobinas das mais diversas larguras e espessuras, revestidas ou não. Os laminados longos incluem fio-máquinas, barras, perfis e outros longos.

O aço é insumo para numerosos segmentos industriais. Em 2012, o consumo aparente de aço (planos e longos) distribuiu-se entre os seguintes setores industriais: construção civil (20,06%), automobilístico (16,59%), máquinas e equipamentos (1,67%), utilidades domésticas e comerciais (5,9%), embalagens e recipientes (2,65%) e outros setores¹⁴ (48,98%). A demanda brasileira de laminados planos e longos selecionados, medida pelo consumo nacional aparente, aumentou 70% de 1997 a 2008, passando de 12,6 para 21,3 milhões de toneladas¹⁵. O consumo de laminados planos correspondeu em média a 60% desse total, não havendo alteração significativa no período. Nota-se que a participação das importações no consumo doméstico aumentou no período para a maioria dos tipos de aço, com exceção dos perfis médios ou pesados, que apresentou um valor fora da média em 1997 e dos vergalhões, que as importações representam menos de 1% do consumo brasileiro (Tabela 12).

¹⁴ Em outros setores, estão enquadrados: Ferroviário (0,16%), Naval (0,45%), Bicicletas e Motocicletas (0,07%), Utilidades Domésticas e Comerciais (2,37%), Cutelaria (0,04%), Parafusos e Rebites (1,00%), Derivados de Arame (0,22%), Relaminação (2,73%), Trefilaria de Barras (0,19%), Arames (3,99%), Forjarias (1,77%), Perfis (0,53%), Distribuidores e Revendedores (33,95%), e, Outros (1,51%).

¹⁵ Para a exposição do consumo nacional aparente, foi utilizada a tabela de conversão entre o IPA-DI e a NCM para os itens classificados no índice de preços da FGV. Ressalta-se que estes itens não abrangem toda a produção brasileira de laminados planos e longos.

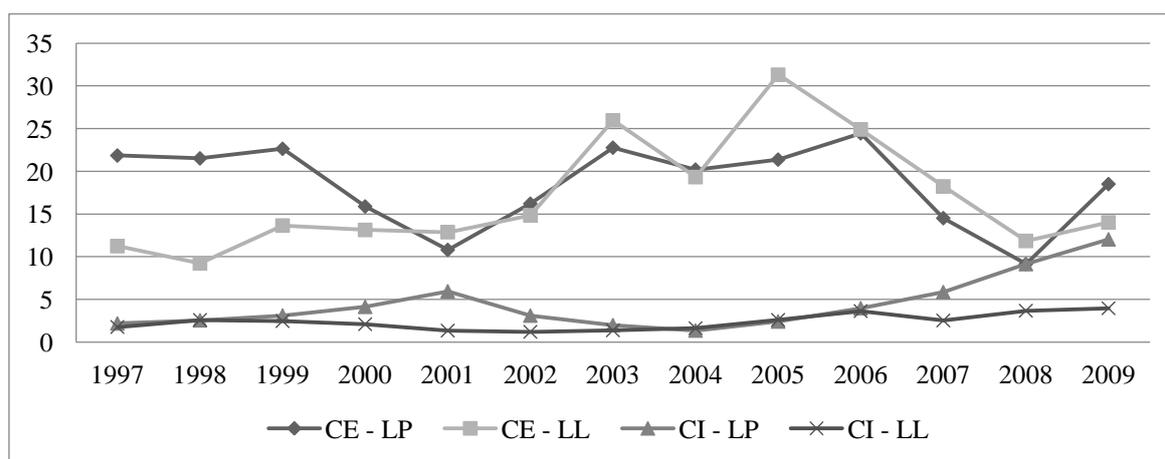
Tabela 12 - Consumo nacional aparente e indicadores de abertura comercial – Laminados Planos e Longos – Correspondência IPA-DI: 1997, 2003 e 2008.

Descrição	Consumo Aparente (Em 10 ³ t)			Coeficiente de Exportação %			Penetração das Importações %		
	1997	2003	2008	1997	2003	2008	1997	2003	2008
Bobinas a frio de aço carbono	2.255	2.173	2.957	8,13	21,65	6,9	4,71	3,56	8,3
Bobinas a quente de aço carbono	2.089	3.041	3.697	31,75	24,7	11,32	0,94	0,84	9,99
Bobina ou chapa grossa ao aço carbono	1.965	2.034	3.572	30,36	20,6	11,54	0,63	0,48	8,6
Bobina ou chapas de aço zincadas	1.090	1.391	2.233	1,79	23,21	4,14	2,17	4,28	9,71
Barra de aço ligado inclusive inoxidável	312	398	686	21,3	14,62	13,99	3,97	4,43	16,97
Barra de aço carbono	630	758	1.115	7,91	15,71	7,85	1,71	2,48	4,98
Fio máquina de aço carbono	1.787	1.975	2.705	13,93	28,15	13,59	1,6	1,27	3,78
Perfis leves de aço carbono	247	207	378	11,02	42,36	19,15	4,54	3,09	4,87
Perfis médios ou pesados ao aço carbono	101	239	676	11,09	40,72	11,39	26,79	3,63	4,95
Vergalhões ao aço carbono	2.128	1.969	3.353	8,22	24,71	10,52	0,11	0	0,04

Fonte: IABr e Secex/MDIC. Elaboração própria.

A Gráfico 3 mostra a evolução dos indicadores de abertura comercial da indústria siderúrgica brasileira de laminados planos e longos. O coeficiente de exportação da indústria siderúrgica nacional, que reflete a importância do mercado externo como destino para a produção brasileira, oscilou entre 10% e 30% no período. A participação dos produtos importados no consumo doméstico, medida pelo coeficiente de penetração das importações, permaneceu baixa, sendo que no mercado de laminados planos esta taxa mais que dobrou de 2006 a 2009, passando dos 10%.

Gráfico 3 - Coeficientes de abertura comercial¹⁶ - Em %



Fonte: IABr e Aliceweb. Elaboração própria.

¹⁶ Legenda: CE = Coeficiente de Exportação; CI = Coeficiente de Penetração das Importações; LP = Laminados Planos; e LL = Laminados Longos.

No que tange às vendas no mercado externo, a Tabela 13 mostra a composição relativa da pauta de exportações brasileira, classificando os aços segundo suas ligas e também segundo o tipo de produto final. Nota-se, segundo o tipo de liga, a maioria das exportações brasileiras de produtos são de aços comuns e que a pauta de exportação não se alterou nos anos 2000 com relação à composição relativa dos anos 1990. Em relação ao tipo de produto final, houve uma pequena alteração da pauta exportadora, com a ampliação da participação dos produtos de base em contraposição à queda da participação dos semiacabados e dos laminados longos e uma oscilação dos laminados longos.

No ano de 2010, as exportações brasileiras de produtos siderúrgicos totalizaram US\$ 4,7 bilhões e somaram 8,9 milhões de toneladas. Comparando com a produção brasileira de aço bruto no mesmo ano (33 milhões de toneladas), isso representa 27% da produção voltada para o mercado externo. No mesmo ano, as exportações somaram 5,8 milhões de toneladas, o que mostra que o país teve um saldo comercial positivo nesse setor. A parcela do aço importado no consumo nacional foi de aproximadamente 22% no ano de 2010.

Tabela 13– Participação relativa nas exportações do capítulo 72 da NCM – Em US\$ milhões

	1995		2000		2005		2010	
	Valor	% Total						
Capítulo 72	4.065	100,00	3.435	100,00	8.549	100,00	8.388	100,00
Aços Comuns	3.834	94,31	2.807	81,71	7.339	85,85	7.501	89,42
Aços especiais (Inox)	102	2,51	204	5,95	487	5,69	264	3,15
Aços especiais (Outros)	129	3,18	424	12,34	723	8,45	623	7,43
Produtos de base	841	20,69	908	26,43	2.539	29,70	3.096	36,91
Semi-acabados	1.396	34,33	1.360	39,59	2.318	27,12	2.593	30,91
Laminados Planos	1.397	34,37	859	25,01	2.383	27,88	1.813	21,61
Laminados Longos	431	10,61	308	8,96	1.308	15,30	887	10,57

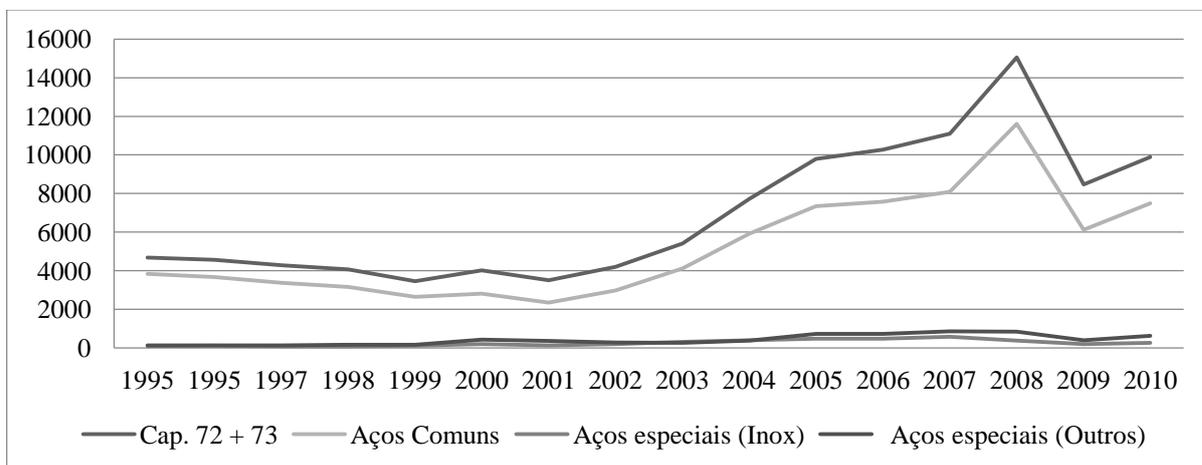
Fonte: Sistema Aliceweb. Elaboração própria

Valor em US\$ milhões

Nota-se que as exportações de produtos siderúrgicos (Capítulos 72 e 73) aumentaram 115% de 1995 a 2010, passando de US\$ 4,7 bilhões para US\$ 9,9 bilhões. O figura 2 mostra a evolução das exportações dos itens classificados nos capítulos 72 e 73 da NCM, bem como as exportações de cada um dos tipos de aço (comum, inox e especial). Verifica-se uma certa contração das exportações brasileiras de aço no período de 1995 a 2001, seguida de um

crescimento contínuo até 2008 e uma queda em 2009, ano de estouro da crise financeira mundial, havendo sinais de recuperação em 2010 (Gráfico 4).

Gráfico 4 - Exportações brasileiras de produtos siderúrgicos (Em US\$ milhões) - 1995:2010



Fonte: Sistema Aliceweb. **Elaboração própria.**

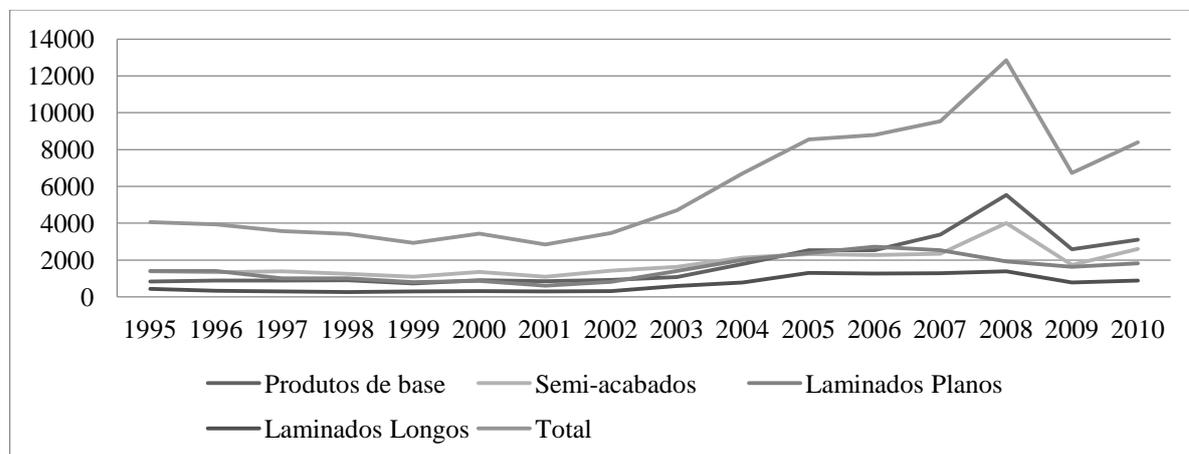
Os produtos classificados no capítulo 73 são pouco expressivos na totalidade das exportações, representando em média 15% no período analisado. Os aços especiais também não são significativos no contexto das exportações, e representam em média apenas 12% das exportações brasileiras de produtos do capítulo 72. Ressalta-se que esse resultado já era esperado, uma vez que a grande parcela da produção e do consumo mundial e brasileiro é de aços comuns.

Uma outra maneira de analisar o comportamento das exportações brasileiras de aço no período estudado é olhar a composição da pauta exportadora conforme o tipo de produto final (produto base, semiacabado, laminados planos e laminados longos). A evolução das exportações segundo essa abordagem é mostrada no Gráfico 5.

Em 1995, as exportações brasileiras de produtos siderúrgicos totalizaram US\$ 4,07 bilhões, sendo que 87% foi referente à itens classificados no capítulo 72 da NCM. Do total deste capítulo, 21% eram produtos de base, 34% de semiacabados, 34% de produtos planos e 11% de longos. Nos quinze anos seguintes, a exportação de produtos base aumentou 268%, a de semiacabados 86%, a de planos 30% e de longos 106%, fazendo com que a participação desses produtos no total exportado em 2010 atingissem, respectivamente, 37%, 31%, 22% e 10%. Ou seja, a maior parcela das exportações de produtos siderúrgicos brasileiros no período

analisado foi de produtos de base e semiacabados, que são itens de menor valor agregado se comparados com os laminados planos e longos, fato que não mudou ao longo do período.

Gráfico 5 - Exportações brasileiras de produtos siderúrgicos (Em US\$ milhões), por tipo de produto final - 1995:2010.

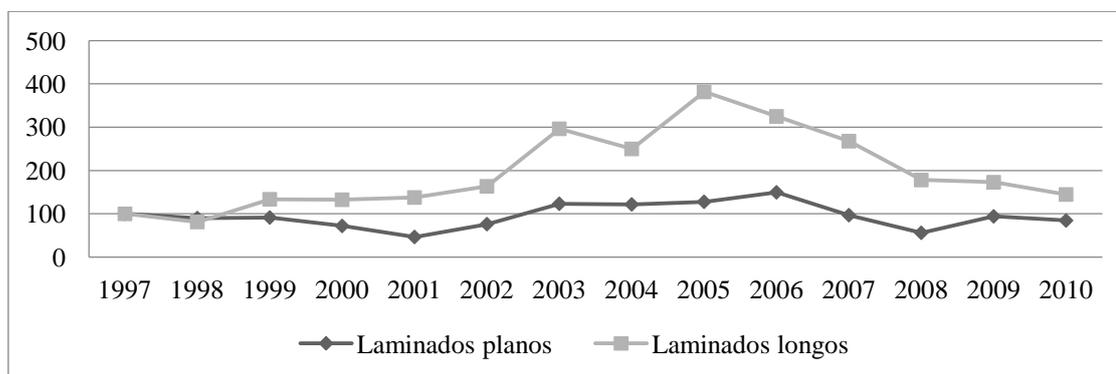


Fonte: Sistema Aliceweb2. Elaboração própria.

Importante observar que no período de queda das exportações, ou seja, de 1995 a 2001, as vendas externas de produtos base permaneceram estáveis, enquanto houve queda significativa das exportações de semiacabados, planos e longos de, respectivamente, 21%, 57% e 32%. De 2001 à 2008, ano anterior à crise, as exportações desses produtos aumentaram significativamente, todas mais que triplicando de valor no período.

A Gráfico 6 mostra a evolução do quantum exportado de laminados planos e longos de 1997 a 2010. Vale destacar que o quantum exportado de laminados planos caiu continuamente de 1997 a 2001, apresentando uma recuperação expressiva entre 2001 e 2007 e posterior queda até 2010, voltando ao patamar do início da série. Em relação aos laminados longos, o quantum exportado aumentou de maneira expressiva no período de 1997 a 2005, com posterior queda até 2010.

Gráfico 6 - Evolução do quantum exportado: Amostra de itens com correspondência no IPA-DI.¹⁷ – Em número índice: 1997=100.



Fonte: IABr e Sistema Aliceweb. Elaboração própria.

A composição relativa da pauta de exportação de laminados planos e longos de produtos selecionados é mostrada na Tabela 14. Observa-se que, dentro do grupo de laminados planos, houve um aumento da participação das exportações de bobinas ou chapas grossas de aço carbono e de bobinas ou chapas de aço zincadas de 2000 a 2010. No que se refere às exportações de laminados longos, destaca-se a relevância das exportações de fio máquina de aço carbono e o aumento da participação das exportações de vergalhões ao aço carbono.

Tabela 14 – Composição relativa da pauta de exportação de laminados planos e longos – Correspondência IPA-DI.

	2000		2005		2010	
	Valor	% Total	Valor	% Total	Valor	% Total
Bobinas a frio de aço carbono	145	33,70	406	29,28	214	19,38
Bobinas a quente de aço carbono	188	43,69	514	37,11	335	30,44
Bobinas ou chapas grossas de aço carbono	90	20,91	262	18,89	416	37,78
Bobinas ou chapas de aço zincadas	7	1,69	204	14,71	137	12,40
Total Laminados Planos	430	100,00	1.386	100,00	1.102	100,00
Barras de aço ligado, inclusive inoxidável	74	26,81	155	12,92	170	23,67
Barras de aço ao carbono	19	7,07	67	5,54	57	7,88
Fio máquina de aço carbono	109	39,56	536	44,57	219	30,48
Perfis leves de aço carbono (1)	19	7,02	58	4,81	38	5,25
Perfis médios ou pesados de aço ao carbono (1)	17	6,25	77	6,39	26	3,55
Vergalhões de aço ao carbono	37	13,28	310	25,77	210	29,18
Total Laminados Longos	275	100	1.203	100	719	100

Fonte: SECEX/MDIC

Valor em US\$ milhões

(1) Laminado a quente

¹⁷ A correspondência entre os itens da NCM e o IPA-DI é mostrada adiante.

3. Revisão da literatura sobre repasse cambial.

Define-se como repasse cambial a elasticidade dos preços (P) com relação à taxa de câmbio nominal (E), representada na equação (1) com o uso de logaritmos naturais, sendo que P pode referir-se aos preços das importações, preços das exportações ou preços domésticos. O grau de *pass-through* mostra a variação percentual dos preços frente a variação de 1% na taxa de câmbio.

$$(1) \varepsilon = \frac{d \ln P}{d \ln E}$$

A influência da taxa de câmbio para os preços aos consumidores ocorre diretamente por meio dos bens finais importados presentes nas cestas de bens que compõem os índices de preço e, indiretamente, por meio dos insumos importados que afetam os preços dos bens produzidos domesticamente.

O foco desta dissertação é sobre os efeitos do câmbio sobre os preços das exportações, mais especificamente, dos preços das exportações de produtos siderúrgicos laminados planos e longos. Nesse escopo, a análise do *pass-through* da taxa de câmbio é um instrumental teórico que, desde o final da década de 80, vem sendo amplamente utilizado, com a finalidade de analisar as relações entre as variações cambiais e as regras de fixação de preços dos setores exportadores nacionais.

O efeito imediato da desvalorização cambial de uma moeda é a redução dos preços relativos em moeda estrangeira, o que implica, de certa forma, maior competitividade do produto nacional no mercado externo. De acordo com Campa e Goldberg (2002), caso a Lei do Preço Único (LPU) e a Paridade do Poder de Compra (PPC) fossem válidas, o grau de *pass-through* seria igual a um, ou seja, completo. Nesse contexto, surge então uma nova agenda de pesquisa que é constatar a magnitude e quais os fatores podem influenciar no nível do repasse cambial. Segundo Couto e Fraga (2013), as discussões na década de 1970 sobre a validade da lei do preço único e da paridade do poder de compra começaram a ser questionadas, uma vez que diversos estudos empíricos mostravam que no curto prazo as variações na taxa de câmbio não são integralmente repassadas aos preços, como deveria ocorrer caso vigorasse a LPU e a PPC.

A evidência empírica aponta para um grau de repasse incompleto, onde tanto os preços em moeda doméstica quanto estrangeira se ajustam parcialmente ao câmbio. Assim,

explicações teóricas para esse fenômeno têm se apoiado nas teorias de organização industrial para fortalecer a importância do papel das estruturas de mercado como determinante do comportamento dos exportadores, no que tange à fixação de preços no mercado externo. Nesse contexto, os modelos de *pass-through*, surgidos principalmente na década de 90, procuraram basear-se na teoria da organização industrial para revelar a importância da estrutura de mercado, da diferenciação dos produtos, da existência de comércio intra-indústria e de barreiras não tarifárias nas discussões do impacto da taxa de câmbio em outras variáveis.

Segundo Carbaugh (2004), discutindo sobre as diversas respostas das firmas às variações na taxa de câmbio, alguns exportadores podem ser capazes de compensar os efeitos sobre o aumento de preços de uma valorização da taxa de câmbio, reduzindo as margens de lucro para manter sua competitividade no mercado internacional. Também, eles podem estar menos dispostos a aumentarem os preços se a valorização da moeda for vista por eles com temporária. O grau em que os setores implementam estratégias de preços depende, dentre outras coisas, da possibilidade de substituição de seu produto. Quanto maior o grau de diferenciação de seu produto, maior o controle sobre os preços e mais protegido eles estarão das variações cambiais.

Estes estudos podem ser, de maneira geral, divididos em dois grupos: enfoque microeconômico e o macroeconômico. Do ponto de vista microeconômico, procurou-se inferir como a organização industrial influencia o repasse do câmbio para os preços dos bens de acordo com o setor. Já o enfoque macroeconômico preocupa-se em verificar a relação entre o *pass-through* incompleto e o nível geral de preços na economia e, suas implicações na formulação de política econômica.

O foco deste trabalho está no ponto de vista microeconômico, onde se procura inferir o repasse de variações no câmbio para os preços dos bens (interno, importações e exportações) de acordo com o setor. Deste modo, acredita-se que a busca de evidência empírica para o setor siderúrgico brasileiro, no que se refere aos preços das exportações, pode prestar uma contribuição para o conhecimento sobre o tema.

De acordo com Ferreira (2000), a importância desta questão para a política econômica é bastante óbvia. Se as mudanças nas taxas de câmbio não são totalmente ou substancialmente refletida nos preços de venda dos bens exportados, o seu impacto sobre a demanda de exportações será limitado, mesmo quando a elasticidade-preço da demanda é muito grande.

Nesse caso, a eficácia da taxa de câmbio como instrumento de política em programas de promoção das exportações e da balança de pagamentos de ajuste pode ser reduzida.

Um dos trabalhos que é referência no tema é o de Athukorala e Menon (1994). Os autores verificaram que, apesar da considerável apreciação do Yen no final da década de 1980, o desempenho das exportações japonesas continuou a superar seus competidores em diversas categorias de produtos, o que os motivou a examinar a relação entre taxa de câmbio e preço de bens comercializáveis. Dentre outros resultados, os autores sustentam que o grau de *pass-through* diverge entre as diversas indústrias, o que possivelmente reflete condições na demanda e custos em cada um dos setores. Dessa forma, afirmam que a relação entre taxa de câmbio e preços não pode ser estudada de forma significativa sem dados desagregados para cada uma das indústrias. Nesse sentido, uma contribuição significativa deste trabalho é a utilização de dados desagregados ao nível de uma indústria específica.

Conforme mencionado, o resultado mais encontrado por diversos autores é para um grau de repasse incompleto das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação. Nesse sentido, Athukorala e Menon (1994) afirmam que o *pass-through* incompleto pode ser resultado de deslocamentos da curva de custo marginal resultado de mudanças no custo de insumos importados derivados de variações na taxa de câmbio e/ou pode ser um reflexo comportamento de preços estratégico por parte da firma exportadora, popularmente conhecido como *pricing to market* (PTM), tendo como objetivo proteger sua parcela de mercado durante apreciações ou aumentar a margem de lucro em depreciações. Diante da estratégia de preços, uma lacuna deve ser criada entre o preço das exportações em moeda doméstica e o preço para o mercado doméstico, sendo que durante uma apreciação, por exemplo, a firma deve diminuir aquele em relação a este. Os autores afirmam que o PTM é essencialmente um fenômeno temporário, designado a ganhar tempo para a firma realizar as medidas apropriadas de ajustamento do lado da oferta. Por outro lado, se o efeito de redução de custos é responsável por grande parte do *pass-through*, então o ajuste do lado da oferta tende a ficar aquém das expectativas, porque a manutenção de um preço "estratégico" em moeda estrangeira pode ser conseguida com menos pressão sobre a margem de lucro da firma.

O repasse cambial incompleto para os preços de exportação é evidenciado por Knetter (1989), sendo a estrutura de investigação, conforme diferentes destinos das exportações, seguida por vários trabalhos, dentre eles Yang (1997). Estes trabalhos justificam o grau de repasse incompleto ao poder dos exportadores de discriminação de preços entre os mercados,

ou seja, a ocorrência de “*pricing-to-market*”. Para Yang (1998), o grau de diferenciação dos produtos justifica o repasse cambial incompleto, sendo este crescente quanto maior a diferenciação entre os produtos estrangeiros e domésticos. Também considera a parcela de mercado importante para a determinação do grau de repasse cambial, de forma que firmas estrangeiras com maior poder de mercado (e maior margem de lucro bruta) tenderiam a suavizar os choques cambiais, absorvendo-os em suas margens e reduzindo o grau de repasse cambial.

Pereira e Carvalho (2000) estudaram os efeitos de uma desvalorização cambial no preço de exportação para alguns setores da economia brasileira. De acordo com os autores, em um contexto de concorrência imperfeita, uma desvalorização cambial tem o condão de afetar o preço de exportação da indústria por dois meios diferentes, quais sejam, afetando o custo de produção e/ou o *mark-up*. Em relação ao *mark-up*, a desvalorização cambial tende a diminuir a concorrência externa, o que pode levar as firmas a elevarem o *mark-up* sem perder parcela de mercado, aumentando, por conseguinte suas margens de lucro. Em relação aos custos de produção, o impacto tem uma relação direta com a parcela de insumos importados, ou seja, quanto maior essa parcela, maior o impacto da desvalorização cambial nos custos de produção da firma.

4. Evidências empíricas para o Brasil.

Ferreira e Sansó (1999) buscaram determinar a extensão em que os movimentos da taxa de câmbio afetam os preços das exportações brasileiras de manufaturados. O preço de exportação foi medido pela série de preços para as exportações de manufaturados brasileiros calculados por Guimarães et al. (1997, *apud* Ferreira e Sansó (1999)); a *proxy* para o custo de produção foi o índice de preços por atacado (IPA-OG); para o preço internacional, foi utilizada uma série de preços IFS-FMI para as exportações dos países industrializados e a taxa de câmbio foi o preço do dólar americano¹⁸. Todos os testes utilizaram dados com periodicidade trimestral, considerando o primeiro trimestre de 1978 ao último trimestre de 1996. O trabalho apresenta estimativas do coeficiente de *pass-through*, derivada de testes de cointegração com base nos procedimentos de Engle-Granger, Shin e Johansen. Quando foram utilizados os dados para todo o período (1978.3/1996.4), os pontos estimados do coeficiente de repasse, obtidos a partir de diferentes especificações do modelo e diferentes testes de

¹⁸ Os autores justificam o uso do dólar americano afirmando que a maioria das exportações brasileiras é faturada em dólares, o que torna o uso dessa taxa apropriado para o contexto analisado por eles.

cointegração, foram incluídos no intervalo relativamente estreito de 10% a 27%, sugerindo que apenas uma pequena proporção de uma mudança na taxa de câmbio é transmitida para os preços de exportação de produtos manufaturados brasileiros.

Por outro lado, quando a base de dados foi dividida em duas sub-amostras (1978.3/1985.4 e 1986.1/1996.4) para permitir a possibilidade de uma alteração estrutural na relação de passagem, as estimativas calculadas a partir dos testes de cointegração variaram de 0% a 48%. Portanto, os resultados apontaram para uma mudança significativa no comportamento dos exportadores entre os dois sub-períodos considerados. No primeiro sub-período (1978.3/1985.4), foi encontrado um coeficiente de *pass-through* incompleto, porém relativamente significativos em termos econômicos (30%). No segundo sub-período, os resultados apontam para um coeficiente nulo, ou seja, as mudanças na taxa de câmbio pode ter tido nenhum impacto sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo que as mudanças nesses preços foram explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais.

Os autores atribuem à esse resultado a possibilidade de que o coeficiente de *pass-through* é uma função, entre outros fatores, a volatilidade da taxa de câmbio, o que, de certo modo, condiz com o explicitado por Carbaugh (2004). Para preservar as suas ações nos mercados externos, os exportadores vão optar por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes a mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias, de modo que aumentos na variabilidade da taxa câmbio podem ser acompanhados por uma redução do coeficiente de repasse cambial. Ou seja, embora as estimativas dos coeficientes relatadas neste artigo não são robustas às mudanças no período amostral, especificação do modelo e processo de estimação, todos os resultados obtidos indicam que o repasse da variação cambial para os preços é incompleto no caso brasileiro. Adicionalmente, o coeficiente de *pass-through* pode ter mudado ao longo do tempo, sendo muito mais elevado no período 1978.3/1985.4 do que no período de instabilidade macroeconômica pronunciada de 1986.1/1996.4.

Kannebley Júnior (2000) estima o repasse cambial abrangendo nove diferentes setores industriais com base no período de 1984-1997. O autor utiliza um modelo de competição imperfeita e *mark-up* variável, analisando o coeficiente de *pass-through* para as exportações de nove setores exportadores brasileiros, estes que foram responsáveis por 50% da pauta de exportação brasileira no período analisado pelo autor. Seus resultados apontam para a existência de um grau de *pass-through* nulo ou incompleto para os nove setores analisados

(Extrativa Mineral; Siderurgia; Metais não Ferrosos; Máquinas e Tratores; Veículos Automotores; Peças e outros Veículos; Madeira e Mobiliário; Celulose, Papel e Gráfica; e Óleos Vegetais).

O trabalho de Correa (2012) aponta para um resultado de *pass-through* incompleto, analisando, para o período de 1995-2005, os impactos de variações cambiais sobre os preços de exportação brasileiros, desagregados setorialmente, levando em consideração a inserção externa da economia em um contexto de ampliação da internacionalização e reestruturação produtiva. Além do cálculo do coeficiente de *pass-through*, o autor buscou verificar se existem padrões setoriais para o repasse da taxa de câmbio ao preço das exportações entre setores. O autor buscou analisar os determinantes do repasse cambial diferenciado, levando em conta, por exemplo, a intensidade tecnológica dos bens produzidos em cada um dos setores, e utilizou uma base de dados setorial para 26 setores. A estimação do modelo desenvolvido pelo autor foi efetuada de acordo com a metodologia ADL (*Autoregressive Distribution Lag*), e os resultados encontrados apontam para a existência de maiores repasses em setores produtores de bens de menor intensidade tecnológica, onde o Brasil possui posição comercial relativamente forte. Para os setores que fabricam bens de maior valor agregado, os resultados encontrados pelo autor apontam para um coeficiente de repasse cambial menor. Assim como Kannebley Júnior (2000), o autor considera um ambiente de competição imperfeita e *mark-up* variável desenvolvido por Hooper e Mann (1989) e adaptado por Athukorala e Menon (1994) para o coeficiente de *pass-through* para as exportações.

Fraga et al (2008) estimaram o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação da soja diante das variações cambiais ocorridas a partir de julho de 1994 até dezembro de 2004. A partir da modelagem utilizada por Ferreira (2000), os autores utilizaram o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) para a estimação do modelo. Os dados utilizados são mensais e foram obtidos junto ao IPEADATA e à Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE), sendo eles: preço FOB (*Free on board*) - Paranaguá para o preço internacional da soja, índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) para o custo de produção e a taxa de câmbio nominal real/dólar para a compra no fim do período. O coeficiente de *pass-through* de estimado para o preço da soja foi de 34%, que consideram relativamente baixo. Os autores atribuem o resultado ao fato de que, no mercado internacional da soja, o Brasil é tomador de preços e a demanda pelo produto é inelástica, por se tratar de um produto agropecuário. Ademais, ressaltam que a parcela de

mercado de um país na exportação mundial de determinados produtos não deve ser analisada como fator mais importante na determinação do preço do produto.

Tejada e Silva (2005) estudaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações de 15 setores da pauta de exportação brasileira¹⁹ no período de 1980 a 2004. Os dados utilizados tiveram periodicidade trimestral, e para estimar os coeficientes de *pass-through*, utilizaram modelo de parâmetros variáveis no tempo (Filtro de Kalman). Todas as séries de dados foram obtidas através do IPEADATA: utilizou-se a série dos preços de exportação de cada um dos setores analisados, o custo de produção na moeda doméstica foi medido pelo Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna da FGV (IPA-DI); a taxa de câmbio nominal pela taxa de câmbio nominal real/dólar e para o preço internacional utilizaram o preço das exportações mundiais em cada um dos setores. O resultado encontrado pelos autores foi que os coeficientes estimados são relativamente baixos e sugerem que o *pass-through* incompleto das taxas de câmbio predomina nos setores analisados bem como em nível das exportações totais.

Os autores também mostraram que o comportamento do *pass-through* ao longo do tempo depende do setor analisado²⁰. O coeficiente estimado variável no tempo de *pass-through* da taxa de câmbio para as exportações totais brasileiras oscilou entre 17% e 22% no período analisado pelos autores. Considerando todos os setores o menor coeficiente médio obtido foi de 14% e o máximo de 34%. Esses baixos coeficientes de *pass-through* implicam que desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzem em significativos ganhos de competitividade uma vez que não reduzem significativamente os preços das exportações em dólares. Mas isso não implica necessariamente aumentos das margens de lucros dos exportadores uma vez que se levarmos em consideração os insumos importados essas margens pode até decrescer. Esses baixos coeficientes de repasse cambial implicam que desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzem em significativos ganhos de competitividade uma vez que não reduzem significativamente os preços das exportações em dólares.

¹⁹ Os setores analisados foram: Peças e outros Veículos; Siderurgia; Extrativa Mineral; Máquinas e Tratores; Veículos Automotores; Óleos Vegetais; Refino de Petróleo, Madeira e Mobiliário; Beneficiamento de Produtos Vegetais; Metalurgia de não Ferrosos; Celulose Papel e Gráfica; Material Elétrico; Elementos Químicos; e Equipamentos Eletrônicos. Estes setores juntos participaram com aproximadamente 65,86% das exportações totais brasileiras no ano 2004. No caso dos setores Veículos Automotores e Siderurgia, as estimativas do coeficiente de *pass-through* foram praticamente constantes ao longo do período. Nos outros setores encontraram alguma variabilidade.

²⁰ Especificamente para o setor siderúrgico, os autores encontraram estimativas que sugerem que o coeficiente de *pass-through* foi relativamente constante ao longo do tempo.

De acordo com Junior e Silva (2005), dentro do agronegócio um dos produtos bastante estudados é a soja, pois é uma cultura que tem crescido muito nos últimos anos tanto em termos de expansão geográfica como produtividade, o que levou o Brasil a ocupar o segundo maior produtor mundial de grãos de soja. Os autores estimaram o coeficiente de *pass-through* para os preços de exportação de produtos agropecuários para o Brasil, no período compreendido entre o terceiro semestre de 1994 e o segundo trimestre de 2003. Os autores utilizaram o modelo de concorrência imperfeita com mark-up variável utilizado por Ferreira (2000), com dados com periodicidade trimestral. Os dados utilizados na estimação do foram obtidos no site do IPEADATA, com a exceção da variável preço internacional, que foi representada pela série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos, coletada no site do *Bureau of Labour and Statistics*. Para a variável preço de exportação, foi utilizado o índice de preços de exportação de produtos agropecuários. Como *proxy* para o custo de produção, os autores utilizaram o índice de preços de atacado para lavouras (IPA-OG) e para a taxa de câmbio foi utilizada a taxa de câmbio nominal real/dólar para compra no fim do período. A estimativa pelo mecanismo de correção de erro (MCE) revelou um grau de *pass-through* incompleto de 53%. Os autores atribuem o resultado a um ganho de competitividade dos produtos agropecuários brasileiros, no período analisado, pois este coeficiente foi maior do que o encontrado em outros trabalhos²¹.

Copeti et al (2012) analisaram a diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação de soja entre os mercados brasileiros e argentinos entre março de 1999 e fevereiro de 2011, também adotando o modelo utilizado por Ferreira (2000), com estimação sendo obtida por meio de um método vetorial de correção de erros. As séries utilizadas pelos autores têm periodicidade mensal, sendo que foram utilizadas para o preço de exportação dados originários do Sistema Aliceweb Mercosul, para o custo de produção brasileiro o Índice de Preço por Atacado (IPA-OG), para o custo de produção argentino o *Indice de precios*

²¹ Os autores afirmam que tal resultado não é uma surpresa quando se trata de produtos agropecuários, os quais possuem demandas inelásticas, ou seja, uma variação no preço internacional resulta em uma variação menos que proporcional na quantidade demandada. Outro ponto que deve ser considerado é o apontado por Kannebley (2000), pois o autor afirma que, para muitos dos produtos de exportação brasileiros, a capacidade de formação de preço no mercado internacional é limitada, devido à verificação de que a validade da lei do preço único é perfeitamente aceitável tratando-se de produtos agropecuários.

básicos del productor (IPP), para a variável câmbio utilizaram taxa nominal de cambio para compra no fim do período calculada em Real/Dólar e Peso/Dólar e para o preço internacional do grão da soja utilizaram os preços futuros do primeiro vencimento da *Chicago Board of Trade* (CBOT). Os resultados para o Brasil indicaram um *pass-through* incompleto e baixo, de 11%, e para a Argentina o coeficiente foi não significativo.

Souza e Silva (2001) calcularam o coeficiente de *pass-through* para alguns dos principais produtos agrícolas brasileiros de exportação no período de 1985-1998 (soja, café, fumo, celulose e suco de laranja). A metodologia utilizada pelos autores consistiu na especificação e estimação de equações para o preço de exportação derivadas da estrutura de *mark-up* proposta por Athkoral e Menon (1994), tendo como a variável dependente o preço de exportação e as variáveis independentes a taxa de câmbio nominal, o custo de produção, a renda brasileira, a renda mundial e o preço das exportações mundiais. Para testar o modelo proposto, os autores utilizaram dados trimestrais coletados junto ao banco de dados Áries/FGV, ao Banco Central do Brasil, na publicação *Main Economic Indicators* (OCDE), Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), Aracruz Celulose e SECEX/MDIC. As regressões foram estimadas sem a variável custo de produção, haja vista que não haviam séries disponíveis para os produtos analisados e a tentativa de utilizar o IPA como *proxy* para os custos de produção não se mostrou satisfatória.

Os autores estimaram os coeficientes pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com correção para o problema de autocorrelação serial pelo método de Cochrane Orcutt. O valor do coeficiente de repasse cambial encontrado apresentou significância estatística apenas para os produtos soja e fumo. Relevante observar que, em todos os casos, os valores encontrados para o coeficiente de *pass-through* apresentaram-se positivos e, portanto, com sinal contrário ao preconizado pela teoria econômica.

Segundo Knetter (1993), um valor positivo para o coeficiente de repasse cambial significa que o impacto sobre os preços de exportação, expressos em moeda estrangeira, advindos de mudanças na taxa de câmbio, são mais que compensados por mudanças no *mark-up*.

No entanto, como os coeficientes com significância estatística encontrados por Souza e Silva (2001) estão próximos de zero (0,6% para a soja e 5% para o fumo), o impacto é pouco significativo. De modo geral, os resultados encontrados pelos autores mostram que, nesses mercados específicos, os exportadores brasileiros se comportam como tomadores de

preços no mercado mundial e, desse modo, variações na taxa de câmbio não têm efeitos relevantes sobre os preços de exportação brasileiros, expressos em dólares. Assim, os resultados apontam que variações cambiais tendem a alterar somente a margem de lucro dos exportadores no curto prazo, não surtindo efeitos significativos sobre os preços e conseqüentemente sobre a competitividade das exportações dos produtos analisados em prazos mais longos. Destaca-se uma limitação importante deste trabalho, que é a ausência de uma relevante variável de controle, o custo de produção.

O comportamento de precificação das firmas exportadoras brasileiras é investigado em Barroso (2012) usando a abordagem de cointegração para dados em painel. Os resultados também provêm evidência de *pricing-to-market* pelos exportadores, sendo que, os exportadores brasileiros absorvem em média 40% dos movimentos da taxa de câmbio por meio de ajuste em suas margens resultando no repasse cambial incompleto. Os setores com maior intensidade tecnológica, cujos produtos possuem menos substitutos e maior diferenciação, apresentaram maior grau de repasse cambial corroborando com o esperado em termos teóricos.

5. Estrutura analítica e abordagem metodológica.

O modelo desenvolvido nesse trabalho consiste em utilizar um modelo de competição imperfeita e *mark-up* variável, utilizando dados em série para a especificação ao nível de produto e para o agregado da indústria e dados em painel para a média da indústria, conforme utilizado por outros autores, como Ferreira (2000), Souza e Silva (2001) e Fraga et al (2008).

O repasse cambial é definido como sendo a elasticidade dos preços (neste caso, o preço das exportações) com relação à taxa de câmbio nominal. O uso da siderurgia se justifica por ser um setor concentrado, com poucas empresas em cada país (caracterizando a concorrência imperfeita), pela quantidade de itens transacionados internacionalmente e pela relevância de seus produtos.

Ressalta-se que a participação brasileira no mercado mundial de aço é pequena, de modo que se espera que as siderúrgicas nacionais tenham pouco poder de influenciar os

preços internacionais. A indústria siderúrgica responde, atualmente, por apenas 3% da produção mundial e pouco mais de 2% das exportações²².

Na perspectiva das exportações do produtor doméstico e no contexto onde o comércio é caracterizado por concorrência imperfeita, ao tomar a decisão sobre a precificação do seu produto em moeda local no mercado internacional, as empresas irão levar em consideração o custo de produção adicionando um *mark-up*. Portanto, o ponto de partida para a análise é um modelo de *mark-up* simples.

A hipótese adotada é que os exportadores brasileiros definem o preço das exportações em moeda doméstica (real) por meio da aplicação de um *mark-up* $(1 + \mu)$ sobre os custos de produção em moeda doméstica. Para expressá-lo em moeda estrangeira (dólar), basta converter o custo em moeda doméstica dividindo pela taxa de câmbio (Equação 2):

$$(2) P_{ExpUS\$} = (1 + \mu)C_{R\$}(1/E_{R\$/US\$})$$

Onde $P_{ExpUS\$}$ é o preço em moeda dólar das exportações, $C_{R\$}$ é o custo de produção em moeda local (R\$), $E_{R\$/US\$}$ é a taxa de câmbio nominal em reais por dólar, de modo que $C_{R\$}(1/E_{R\$/US\$})$ é o custo de produção em moeda estrangeira (dólar). Assumindo a hipótese de que o *mark-up* poderá variar de acordo com as pressões competitivas no mercado mundial, temos:

$$(3) (1 + \mu) = [P_{IntUS\$} / (C_{R\$}/E_{R\$/US\$})]^\alpha$$

Onde o *mark-up* é função da diferença entre do preço mundial em relação ao custo de produção do exportador doméstico medido em moeda estrangeira, em que $0 \leq \alpha \leq 1$. Para que o *mark-up* do produto doméstico exportado possa ser seja expresso em moeda estrangeira o custo doméstico é dividido pela taxa de câmbio. Assim, combinando as duas equações e fazendo a linearização do modelo, temos:

$$(4) \ln P_{ExpUS\$} = (1 - \alpha) \ln (C_{R\$}/E_{R\$/US\$}) + \alpha \ln P_{IntUS\$}$$

Postulamos uma versão irrestrita da equação anterior, de modo que não é requerido que a soma dos coeficientes de $\ln (C_{R\$}/E_{R\$/US\$})$ e $\ln P_{IntF}$ não necessitem ser igual a um e permite os sinais de $\ln C_{R\$}$ e $\ln E_{R\$/US\$}$ diferirem em sinal e magnitude, temos:

²² De acordo com o *International Trade Center*, as exportações mundiais do Capítulo 72 do Sistema Harmonizado totalizaram cerca de US\$ 400 bilhões em 2013. As exportações brasileiras responderam por 2,13% desse total. <http://www.trademap.org>. Acesso em 10/07/2014.

$$(5) \ln P_{ExpUS\$} = \phi + \alpha_1 \ln P_{IntUS\$} + \alpha_2 \ln E_{R\$/US\$} + \alpha_3 \ln C_{R\$}$$

A derivada parcial de $P_{ExpUS\$}$ com respeito à $E_{R\$/US\$}$, isto é, α_2 , mede o efeito direto de mudanças na taxa de câmbio no preço das exportações em moeda estrangeira, dado as variações no custo de produção em moeda local e dos preços internacionais. Observe que neste caso, espera-se encontrar elasticidade do preço de exportação moeda externa, que é α_2 , no intervalo, $-1 \leq \alpha_2 \leq 0$.

Portanto, vemos que o repasse para o preço das exportações será completo quando $\alpha_2 = -1$ e nulo quando $\alpha_2 = 0$. Quando $-1 \leq \alpha_2 \leq 0$, temos o repasse incompleto. Conforme mencionado, existe a possibilidade de encontrarmos um valor positivo para o repasse cambial, ou seja, $\alpha \geq 0$, que é o caso em que mudanças na taxa de câmbio, são mais que compensados por mudanças no *mark-up*.

Considerando repasse completo, estamos falando que qualquer variação na taxa de câmbio é totalmente transmitida para o preço das exportações em moeda estrangeira, que tem o condão estimular, pelo menos em curto prazo, as exportações. Quando o *pass-through* é nulo, a taxa de câmbio não tem qualquer influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados, portanto, mudanças cambiais afetam apenas as margens de lucro dos exportadores, sem causar impacto sobre a demanda das exportações nacionais. Quando positivo, que é o caso excepcional, as mudanças na margem de lucro das empresas superam a magnitude do repasse cambial. Assim, de modo geral, o *pass-through* das mudanças na taxa de câmbio para os preços das exportações determina, grosso modo, se as empresas nacionais reagem a mudanças no câmbio, de modo que podem, por exemplo, estimular as exportações em momentos de desvalorizações do real via diminuição do preço em dólar das exportações, ou se tomam o preço internacional como dado e aumentam sua margem de lucro em momentos como esse.

Ressalta-se que os preços internacionais e os preços de exportação considerados para as estimativas desse estudo estão todos em dólar, de modo que a taxa de câmbio utilizada para as estimativas é a taxa entre o real e o dólar. Contudo, há uma limitação importante a ser considerada ao optar por essa taxa, que é o chamado efeito triangular. O efeito triangular para as diferentes moedas dos destinos de exportação dos produtos considerados neste estudo seria captado pelo uso da taxa de câmbio efetiva. Uma alternativa seria incluir uma variável de controle para a taxa de câmbio nominal efetiva das moedas estrangeiras com relação ao dólar, calculadas por meio da ponderação das exportações brasileiras para cada um dos países

importadores dos laminados planos e longos produzidos localmente, de modo a garantir a não omissão de um fator relevante representado pela conversão triangular entre as moedas. Contudo, neste presente trabalho, mesmo sabendo dessa limitação, será usada simplesmente a taxa de conversão entre o real e o dólar, e o uso da taxa de câmbio efetiva é uma sugestão para trabalhos futuros.

Conforme mencionado, a análise empírica é realizada para dados da indústria siderúrgica nacional. Busca-se produzir estimativa para os seus diferentes produtos e também para o agregado, utilizando diferentes metodologias.

O modelo utilizado para as estimativas de curto prazo ao nível de produto é um modelo de regressão de mínimos quadrados ordinários com dados de séries temporais, para produzir estimativas de curto prazo, utilizando-se erro-padrão robusto em relação à correlação serial e à heterocedasticidade (HAC).

Para verificar relação de longo prazo entre as variáveis, será feito um teste de cointegração conforme a metodologia de Engle-Granger. Cointegração é uma propriedade estatística que garante a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo, não espúria, entre variáveis económicas de séries temporais.

Análise de cointegração é adotada neste trabalho para determinar se a Equação (5), na forma logarítmica, representa relações de equilíbrio de longo prazo. A etapa preliminar neste tipo de análise consiste em examinar se as séries temporais envolvidas são estacionárias. Isso foi feito pelo teste de raiz unitária, especificamente o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os testes para a cointegração entre as variáveis em (5), que são apresentados na próxima seção, foram baseados em Engle-Granger. Em anexo é mostrado as estatísticas do teste ADF para a presença de uma raiz unitária nas séries em análise. Os testes ADF sugerem que todas as séries são $I(1)$.

Os testes de cointegração são importantes para trabalhos com séries de tempo, em especial trabalhos estimar repasse cambial da taxa de câmbio, pois permitem estudar e analisar relações estruturais entre as variáveis económicas. De maneira mais precisa, esses testes permitem determinar se as variáveis possuem ou não um relacionamento (equilíbrio) de longo prazo.

Outro modelo utilizado foi o de defasagem distribuída finita, permitindo que uma ou mais variáveis afetem o preço de exportação com defasagens.

Inicialmente testou-se as estimativas com 4 (quatro) defasagens, porém, não foi encontrada significância estatística nas variáveis independentes em segunda, terceira e quarta defasagens, de forma que os resultados apresentados tomam como base apenas uma defasagem, ou seja, considera que a taxa de câmbio, os custos de produção e os preços internacionais afetam o preço de exportação em moeda estrangeira no mesmo período e com um período de defasagem. Dessa forma, as estimativas de séries temporais seguem a Equação 6. O parâmetro $(\alpha_1 + \alpha_2)$ é o coeficiente de *pass-through* a ser estimado.

$$(6) \ln P_{ExpUS\$}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_{US\$/R\$}_t + \alpha_2 \ln E_{US\$/R\$}_{t-1} + \alpha_3 \ln C_{R\$}_t + \alpha_4 \ln C_{R\$}_{t-1} + \alpha_5 \ln P_{intUS\$}_t + \alpha_6 \ln P_{intUS\$}_{t-1} + \epsilon_t$$

A equação (6) reconhece que, por motivos contratuais e/ou custos de menu (rigidez de preços), uma mudança na taxa de câmbio nominal não tem efeito imediato no preço de exportação, bem como mudanças nos preços internacionais e no preço dos insumos. Ou seja, há razões para acreditar que o coeficiente da taxa de câmbio contemporânea é pequeno ou mesmo igual a zero. Este modelo presume que não há mudanças depois de dois trimestres.

Os procedimentos de inferência usuais de MQO podem ser enganosos quando as variáveis dependentes e independentes possuírem raiz unitária. Suspeita-se que as variáveis em nível (logaritmo natural) possuem raiz unitária, o que pode levar a um problema de regressão espúria, ou seja, suspeita-se que os processos sejam integrados de ordem um, de modo que foi utilizada a primeira diferença nos logaritmos naturais para estimar o modelo de mínimos quadrados ordinários (o teste ADF também mostrou isso). Com a utilização de séries de tempo diferenciadas, qualquer tendência temporal linear e a correlação serial são removidas, de modo que se pode ter mais confiança nos erros-padrão e nas estatísticas t do MQO na equação em primeira diferença.

Ademais, o modelo de defasagens distribuídas foi estimado aplicando-se a correção dos erros-padrão em relação à correlação serial por meio da estrutura geral de Newey-West, com o intuito de construir intervalos de confiança e estatísticas t dos coeficientes. Com essa abordagem, o erro padrão acaba sendo robusto também em relação à heterocedasticidade²³. Embora a presença de heterocedasticidade não cause viés ou inconsistência nos coeficientes de MQO, invalida os erros-padrão, as estatísticas t e as estatísticas F usuais. A correlação serial faz com que o MQO não seja mais “BLUE” e os habituais erros-padrão do MQO e

²³ As estimativas foram obtidas por meio do software estatístico Eviews. Tal programa implementou a sugestão de Newey-West, que considera “g”, número inteiro que controla o quanto de correlação serial estamos permitindo no cálculo do erro padrão, como parte inteira de $4(n/100)^{2/9}$.

testes estatísticos não sejam válidos. Desde que os dados sejam estacionários e fracamente dependentes, a correlação serial não invalida o R^2 .

Por fim, em algumas aplicações, especialmente com conjuntos de dados pequenos, as estimativas de MQO são sensíveis à inclusão de uma ou várias observações. Verificou-se a existência de observações incomuns (aquelas que sua eliminação na análise muda as estimativas principais dos MQO em montante praticamente “grande”). Após a identificação dessas observações, foram incluídas variáveis binárias para os períodos identificados. O intuito foi isolar certos períodos que possam ser sistematicamente diferentes dos outros períodos cobertos pelo conjunto de dados.

Os resultados para o agregado da indústria foram obtidos por meio de um modelo para o painel de dados e também para a série temporal agregada. A agregação foi feita pela média dos valores das séries ponderada pelo volume exportado. A estimativa para a série agregada foi realizada também pelo modelo de defasagem distribuída finita com erro-padrão robusto.

A estimativa de dados em painel será com um modelo de efeitos fixos, pois podemos controlar os efeitos fixos não observáveis que podem enviesar as estimativas dos coeficientes, também com erro-padrão robusto em relação à heterocedasticidade (HAC). Trata-se de um painel balanceado, no qual todos os produtos siderúrgicos possuem o mesmo número de observações temporais. A variável dependente é o preço das exportações em moeda estrangeira e as variáveis exógenas são preço internacional, taxa de câmbio e preço do minério de ferro. Haja vista a utilização de dados em painel, o subíndice i indica o indivíduo, neste caso o produto siderúrgico e t , o período. Foi utilizado um painel balanceado, com 620 observações para 10 grupos de indivíduos.

As estimações foram feitas utilizando o modelo de efeitos fixos para dados em painel em primeira diferença defasada, conforme Equação 7. De modo geral, o modelo de efeitos fixos consiste basicamente na estimação por mínimos quadrados ordinários com a inclusão de controles para características individuais dos produtos siderúrgicos da amostra que não variam ou variam pouco no tempo. Nesse sentido, o referido modelo de estimação resolve o problema de variáveis eventualmente omitidas que são correlacionadas com os erros do modelo e constantes pra cada tipo de produto no tempo. Os modelos de efeitos fixos apresentam a complicação adicional de que os regressores sejam correlacionados com os efeitos do nível do indivíduo e, portanto, uma estimação consistente dos parâmetros do modelo requer uma eliminação ou controle dos efeitos fixos.

A análise de dados em painel permite obter estimação consistente mesmo na presença de fatores não observáveis, correlacionado com os regressores e específico de cada produto do setor siderúrgico (heterogeneidade individual). No modelo de efeitos fixos, admitimos que existe um efeito individual, que não varia no tempo e que é correlacionado com os regressores da equação, de forma as estimativas por mínimos quadrados serão enviesadas e inconsistentes sob a hipótese de endogeneidade. Realizamos uma transformação interna (*within*), centralizando as observações em torno da média da unidade específica, retirando o efeito fixo. A estimativa para o agregado da indústria de laminados planos e longos segue a Equação 7.

$$(7) \ln P_{ExpF\$,it} = \alpha_{0i} + \alpha_2 \ln E_{US\$/R\$,it} + \alpha_3 \ln E_{US\$/R\$,it-1} + \alpha_4 \ln C_{R\$,it} + \alpha_5 \ln C_{R\$,it-1} + \alpha_6 \ln P_{intUS\$,it} + \alpha_7 \ln P_{intR\$,it-1} + \epsilon_{it}$$

O parâmetro $(\alpha_2 + \alpha_3)$ é o coeficiente de *pass-through* a ser estimado. Pode-se considerar a relevância deste estudo ao ampliar a evidência empírica para o Brasil utilizando dados desagregados de um setor específico para obter estimativas mais precisas do coeficiente de *pass-through* para os preços de exportação dos produtos desse setor. As funções foram estimadas na forma duplas logarítmicas, de modo que os coeficientes obtidos representam elasticidades.

7. Dados.

A base de dados foi originalmente construída por Macera (2013), a qual se adicionou algumas variáveis. As estimativas de repasse cambial para os índices de preços de exportação são conduzidas para o período de 1995 a 2010. Os dados possuem frequência trimestral, e cobrem o período do primeiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2010. Macera (2013) afirma que não incluiu na base de dados nenhuma variável para medir o grau de concentração de mercado por item siderúrgico, haja vista haver no máximo quatro empresas produtoras para cada um dos itens (alto grau de concentração), não tendo havido variação desta medida no período de 1995 a 2010. Uma limitação dos dados é não cobrir toda a indústria siderúrgica nacional, em especial os produtos de base. Outra limitação é que o número de períodos (63 inicialmente) não é a quantidade ideal para se realizar estimativas de séries de tempo, haja vista que, o núcleo central dessa base é a correspondência IPA-NCM, que teve início em 1995, e que não foi possível obter os preços internacionais em bases mensais.

Para a construção da base de dados, Macera (2013), com informações do IABr, estabeleceu uma correspondência entre os itens do IPA-DI e os itens da NCM, conforme Quadro 1. O Quadro 2 mostra os dados disponíveis, juntamente com a unidade de medida e a

fonte da informação. De modo geral, os dados apresentam a média ou o agregado do trimestre. A taxa de câmbio utilizada também foi o preço médio de venda no trimestre e não a taxa de venda no final de cada trimestre, uma vez que este método não captaria os contratos firmados em meio de período. Conforme mencionado, os dados estão em bases trimestrais por razões de disponibilidade das séries.

Quadro 1 - Correspondência IPA - DI e NCM

Itens IPA-DI	Itens NCM
Bobinas a frio de aço carbono	7209.15.00; 7209.16.00; 7209.17.00; 7209.18.00
Bobinas a quente de aço carbono	7208.10.00; 7208.26.10; 7208.26.90; 7208.27.10; 7208.27.90; 7208.38.10; 7208.38.90; 7208.39.10; 7208.39.90
Bobinas ou chapas grossas de aço carbono (somados bobinas e chapas)	7208.51.00; 7208.52.00; 7208.90.00; 7208.25.00; 7208.36.10; 7208.36.90; 7208.37.00
Bobinas ou chapas de aço zincadas	7210.41.10; 7210.41.90; 7210.49.10; 7210.49.90
Barras de aço ligado, inclusive inoxidável	7222.11.00; 7222.19.10; 7222.19.90; 7222.20.00; 7222.30.00; 7228.10.10; 7228.10.90; 7228.20.00; 7228.30.00; 7228.40.00; 7228.50.00; 7228.60.00; 7228.80.00
Barras de aço carbono	7214.10.10; 7214.10.90; 7214.30.00; 7214.91.00; 7214.99.10; 7214.99.90; 7215.10.00; 7215.50.00; 7215.90.10; 7215.90.90
Fio máquina de aço carbono	7213.20.00; 7213.91.10; 7213.91.90; 7213.99.10; 7213.99.90
Perfis leves de aço carbono, laminados a quente	7216.10.00; 7216.21.00; 7216.22.00; 7216.50.00; 7216.61.10; 7216.69.10; 7216.91.00; 7216.99.00
Perfis médios ou pesados de aço ao carbono, laminados a quente	7216.31.00; 7216.32.00; 7216.33.00; 7216.40.10; 7216.40.90; 7216.61.90, 7216.69.90; 7301.10.00; 7301.20.00
Vergalhões de aço ao carbono	7213.10.00; 7214.20.00

Fonte: FGV e IABr. **Elaboração:** Macera (2013)

Quadro 2 - Descrição da base de dados

Dado	Unidade de medida	Fonte	Descrição
Preços Internacionais	Número índice	Metal Bulletin e Europa FOB (Antuérpia)	Metal Bulletin até 2004 e Europa FOB (Antuérpia) após 2004
Preço das Exportações	US\$FOB/ton	Sistema Aliceweb	Média do Preço de Venda Trimestral no Mercado Externo
Taxa de Câmbio	R\$/US\$	Banco Central do Brasil	Média Trimestral do Preço de Venda
Preço do Minério de Ferro	Número índice	FGV	Índice de Preços ao Produtor Amplo

Elaboração própria.

Elaboração própria

Conforme o modelo descrito anteriormente, o preço das exportações brasileiras em dólares corresponde à média dos preços efetivamente praticados nas exportações de produtos siderúrgicos dos capítulos da NCM correspondentes ao item do IPA-DI. Para o custo de produção em reais é utilizado o item “Minério de Ferro” do IPA-DI. A taxa de câmbio corresponde à média trimestral da taxa de câmbio nominal em reais por dólar para venda divulgada pelo Banco Central do Brasil. Observa-se que, em geral, há uma relação inversa o preço de exportação e a taxa de câmbio, ou seja, de modo que espera-se encontrar coeficientes que estejam no intervalo entre 0 e 1.

Como é possível perceber nos Gráficos do Anexo, que mostram a evolução das séries originais, a hipótese de estacionariedade, ainda que não testada formalmente, não é plausível nas séries. Os preços de exportação são mensurados em dólares conforme obtido no Sistema Aliceweb, que tendem a cair de 1995 a 2002 e depois sobem consideravelmente. A evolução dos preços acompanha a evolução do preço do minério de ferro, que subiu substancialmente na última década. Observa-se a partir de 2002, que o preço das exportações em dólares tende a acompanhar os preços internacionais para a maioria dos produtos. Com relação à taxa de câmbio, a mesma apresentou grande variabilidade no período. A Tabela 15 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis.

Tabela 15 - Estatísticas descritivas das variáveis – Em logaritmo natural.

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Padrão	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability
LCAMBIO	5.360.188	5.406.810	6.057.068	4.605.170	0.387275	-0.387032	2.124.193	3.529.382	0.171240
LFERR	5.344.624	5.056.122	6.649.781	4.584.842	0.673563	0.373635	1.624.218	6.332.233	0.042167
LPEX2	4.573.240	4.554.292	5.444.592	3.966.395	0.327966	0.402596	2.925.577	1.689.169	0.429736
LPEX3	4.631.705	4.505.495	5.621.271	3.985.366	0.394161	0.437318	2.358.503	3.039.305	0.218788
LPEX4	4.789.696	4.609.399	6.017.284	4.262.905	0.446756	0.809268	2.614.558	7.151.254	0.027998
LPEX5	4.713.369	4.628.617	5.581.837	3.899.073	0.403595	0.594859	2.649.120	3.974.576	0.137067
LPEX6	4.685.425	4.560.352	5.453.247	3.934.724	0.449660	0.264955	1.634.378	5.543.131	0.062564
LPEX8	4.831.897	4.673.536	6.032.707	4.294.405	0.396763	0.941942	3.444.844	9.679.510	0.007909
LPEX9	4.766.765	4.769.757	6.188.859	4.209.517	0.374022	1.000.919	5.159.179	2.239.597	0.000014
LPEX10	4.534.782	4.400.456	5.679.905	3.927.438	0.456978	0.625410	2.464.806	4.781.711	0.091551
LPEX11	4.773.053	4.676.368	5.937.131	4.184.528	0.393884	0.855168	3.541.069	8.313.186	0.015661
LPINT2	4.549.650	4.427.684	5.472.425	3.912.023	0.384515	0.348276	2.267.625	2.639.026	0.267265
LPINT3	4.526.342	4.367.500	5.572.013	3.810.769	0.447901	0.311598	2.317.814	2.205.520	0.331954
LPINT4	4.689.462	4.615.923	5.669.381	4.108.733	0.406898	0.466664	2.245.634	3.720.438	0.155639
LPINT5	4.596.520	4.600.920	5.212.125	4.082.363	0.264316	0.169843	2.412.867	1.188.623	0.551942
LPINT6	4.228.953	4.259.565	4.959.526	3.213.479	0.285399	-0.734342	4.971.510	1.561.337	0.000407
LPINT7	4.867.945	4.820.466	5.667.282	4.248.856	0.295970	0.485952	3.035.887	2.443.532	0.294709
LPINT8	4.776.021	4.567.113	5.769.785	4.184.667	0.386511	0.723712	2.630.921	5.764.070	0.056021
LPINT9	5.014.601	4.586.866	6.181.158	4.129.972	0.658317	0.548667	1.626.768	7.982.266	0.018479
LPINT10	4.766.124	4.605.170	6.178.696	4.127.134	0.531087	0.691075	2.380.712	5.925.800	0.051669
LPINT11	4.789.232	4.616.343	6.073.407	4.141.886	0.466775	0.671394	2.626.364	5.018.598	0.081325

Elaboração própria.

8. Resultados.

O coeficiente da taxa de câmbio mede o efeito direto de uma mudança na taxa de câmbio sobre o preço das exportações, controlado pela variação dos custos domésticos e dos preços internacionais, portanto, está relacionado ao comportamento estratégico de fixação de preços por parte das indústrias exportadoras. Ou seja, o coeficiente da taxa de câmbio mede a variação no preço de exportação em razão de um aumento de 1% na taxa de câmbio, mantendo todas as outras variáveis independentes fixas.

Os resultados para a elasticidade preço das exportações média do setor de laminados planos e longos em relação à taxa de câmbio e às outras variáveis de controle, estimados por meio do painel de dados, são mostrados no Quadro 3.

Os resultados apontaram para uma significância conjunta das variáveis explicativas, e cada uma das variáveis tem influência significativa, com exceção do câmbio contemporâneo. Ademais, os resultados encontrados apontam para uma existência de *pass-through* incompleto, consistente com as evidências empíricas para o Brasil.

Quadro 3 - Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse para as variações cambiais para a indústria no agregado.

Variável dependente: Preço de Exportação				
Método: Mínimos Quadrados Ordinários - Efeitos Fixos				
Amostra (ajustada): 1995Q3 2010Q2				
Número de observações: 600 após os ajustes				
HAC				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	p-valor	
C	0,007	0.005	0.186	
CAMBIO	0,021	0.061	0.722	
CAMBIO(-1)	-0,457	0.062	0.000	***
FERRO	0,272	0.055	0.000	***
FERRO(-1)	-0,211	0.061	0.000	***
PI	0,223	0.031	0.000	***
PI(-1)	0,168	0.032	0.000	***
D001	-4,09	0.130	0.000	***
D973	4,53	0.130	0.000	***
*** significativo a 1%				
** significativo a 5%				
* significativo a 10%				

Fonte: Elaboração do autor com dados do trabalho a partir do Eviews 8.0

Na estimação para os preços de exportações para a média da indústria siderúrgica brasileira de laminados planos e longos, a taxa de câmbio apresentou-se significativa, de modo que, pela especificação geral do modelo, observa-se um coeficiente de repasse cambial de 45% em moeda estrangeira, isto é, o grau de *pass-through* os preços de exportação em moeda doméstica encontrado para o setor siderúrgico é de 55%. Ou seja, em média, uma desvalorização de 1% da taxa de câmbio nominal leva as siderúrgicas brasileiras a uma diminuição de 0,55% do preço das exportações nacionais em moeda doméstica.

Uma importante implicação é que o resultado para dados em painel mostrou coeficiente de repasse cambial médio para os produtos do setor de 45%, que, quando comparado com as séries temporais adiante, relevou uma limitação no uso de dados médios. Os resultados das séries temporais apresentaram coeficientes maiores e menores que a média para todos os produtos. Ademais, o resultado mostrado a seguir, para a série agregada, também apresentou valor diferente do encontrado para o painel de dados.

Dado que a estimativa para o painel de dados representa apenas uma média entre todos os produtos, prosseguiu-se para a estimativa do agregado do setor. Inicialmente construiu-se uma série agregada dos dados com o intuito de estimar o repasse cambial médio, a curto prazo, para o agregado da indústria de laminados planos e longos. Conforme explicitado

anteriormente, a agregação foi feita pela média ponderada dos preços de exportação e preços internacionais pelo volume exportado de cada um dos produtos. A estimativa foi calculada pelo método de mínimos quadrados ordinários, seguindo o modelo de defasagens distribuídas finitas, com as variáveis em primeira diferença defasada em período, haja vista que para maiores defasagens os resultados não foram significativos. O resultado para essa estimativa é mostrado no Quadro 4 e relevou um coeficiente de *pass-through* negativo de 18,6%, conforme previsto pela literatura, porém, diferente do encontrado com a utilização do painel de dados, o que demonstra uma fragilidade ao se utilizar dados em painel. O repasse baixo vai de encontro com o resultado esperado, haja vista a baixa inserção internacional da indústria siderúrgica brasileira.

O Quadro 5 apresenta os resultados das estimativas das elasticidades de curto prazo para os 10 itens siderúrgicos escolhidos realizadas pelo método de mínimos quadrados ordinários em primeira diferença com defasagem finita. De modo geral, o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação dos produtos siderúrgicos laminados (planos e longos) brasileiros é incompleto, porém, a magnitude do repasse cambial varia significativamente entre as classes de produtos, de 14,1% a 73,6%.

Ou seja, o ajustamento dos preços das exportações em moeda estrangeira é relativamente diferente entre as classes de produtos analisados no curto prazo. Há uma estimativa estatística não significativa (Bobinas ou chapas grossas de aço carbono). Há uma estimativa que mostra relação positiva entre a variação na taxa de câmbio e o preço de exportação em moeda estrangeira (Bobinas a frio de aço carbono). Não há como afirmar, como regra geral, que existem diferenças entre o repasse cambial para os laminados planos e longos, haja vista, por exemplo, que o item “Bobinas ou chapas de aço zincadas” apresentou um *pass-through* de 56,2% e as “Bobinas a quente de aço carbono” apresentaram um coeficiente de 27%. O item com o maior repasse cambial foi “Barras ou chapas de aço ligado, inclusive inoxidável”, com 73,6%, enquanto o menor foi “Vergalhões de aço ao carbono”, com 14,1%.

Na maioria dos casos, desvalorizações da taxa de câmbio não se traduzem em potenciais ganhos de mercado uma vez que não reduzem significativamente o preço das exportações em dólar, ou seja, políticas que visem beneficiar o crescimento das exportações por meio de alterações nos preços relativos não são suficientes para tornar a indústria siderúrgica brasileira mais competitiva no cenário internacional a curto prazo.

A maioria dos resultados encontrados corroboram a abordagem teórica, apresentando os coeficientes da taxa de câmbio negativos. Existe um resultado positivo (Bobinas a frio de aço carbono), conforme explicado por Knetter (1993). É possível observar que as estimativas apresentadas em termos de elasticidade do preço de exportação em relação à taxa de câmbio são bem inferiores a um em valor absoluto, indicando um repasse cambial incompleto. Apenas para o item 2 (Bobinas a frio) foi obtida relação que apresentou *pass-through* não significativa, de modo que não é adequado afirmar nada a respeito do repasse cambial para esse produto.

Ressalta-se que a literatura aponta para a esperança de valores menos elevados em setores em que exista, relativamente, menor sensibilidade dos custos à presença de insumos importados na produção. No caso do setor siderúrgico, os principais insumos são minério de ferro e carvão (vegetal ou mineral), que são adquiridos basicamente no mercado doméstico.

Uma importante implicação dos resultados encontrados é que o ajustamento dos preços das exportações em moeda estrangeira tende a seguir qualquer movimento na taxa de câmbio é diferente dependendo do produto analisado, para o caso do setor siderúrgico brasileiro, com variações da taxa de câmbio refletindo, em alguns, em variações nas margens de lucro dos exportadores e em outros casos, em ganho de competitividade internacional.

Um baixo coeficiente de *pass-through* implica que uma desvalorização tem efeito limitado sobre a demanda de exportações. Uma desvalorização, entretanto, pode ainda ter um impacto significativo sobre o volume de exportações através de seu efeito sobre a oferta, já que, com um *pass-through* baixo, o preço das exportações em moeda doméstica, e assim, as margens de lucro das firmas exportadoras se elevam, aumentando a oferta de exportações.

Quadro 4 – Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse para as variações cambiais o agregado da indústria de laminados planos e longos.

Variável dependente: Preço de Exportação

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Amostra (ajustada): 1995Q3 2010Q2

Número de observações: 60 após os ajustes

HAC

Descrição	Variável																			
	ERPT	C		CAMBIO	CAMBIO(-1)		FERR		FERR(-1)		PI		PI(-1)		D1		D2		Outlier 1	Outlier 2
Laminados Planos e Longos - Agregado	-0,186	-0,003		0,004	-0,189 *		0,234 *		-0,022		0,823 ***		0,065		0,374 ***		-0,214 ***		d083	d091
		0,007		0,160	0,099		0,135		0,188		0,044		0,098		0,000		0,000			
*** significativo a 1%																				
** significativo a 5%																				
* significativo a 10%																				
ERPT indica a soma dos coeficientes estimados das variáveis CAMBIO defasadas																				
Fonte: Elaboração do autor com dados do trabalho a partir do Eviews 8,0																				

**Quadro 5 – Resultados das estimativas para os coeficientes de repasse para as variações cambiais para os produtos seleccionados:
Laminados Planos e Laminados Longos.**

Variável dependente: Preço de Exportação

Método: Mínimos Quadrados Ordinários

Amostra (ajustada): 1995Q3 2010Q2

Número de observações: 60 após os ajustes

HAC			Variável										
Item	Descrição	ERPT	C	CAMBIO	CAMBIO(-1)	FERR	FERR(-1)	PI2	PI2(-1)	D1	D2	Outlier1	Outlier2
2	Bobinas a frio de aço carbono	0,159	-0,002 0,772	0,216 ** 0,046	-0,057 0,757	0,142 0,273	-0,080 0,433	0,378 *** 0,005	0,357 *** 0,005	-0,350 *** 0,000	0,292 *** 0,000	d091	d083
3	Bobinas a quente de aço carbono	-0,27	0,004 0,604	-0,034 0,677	-0,236 ** 0,013	0,088 0,361	-0,099 0,215	0,325 *** 0,000	0,558 *** 0,000	-0,137 *** 0,000	0,170 *** 0,000	d014	d013
4	Bobinas ou chapas grossas de aço carbono		-0,014 0,453	0,334 0,233	-0,237 0,227	0,185 0,475	0,389 * 0,060	0,173 0,118	0,537 *** 0,000	-0,360 *** 0,000	0,278 *** 0,001	d054	d094
5	Bobinas ou chapas de aço zincadas	-0,526	0,025 * 0,064	-0,584 *** 0,000	0,022 0,885	0,078 0,615	-0,308 ** 0,049	0,604 *** 0,000	-0,102 0,478	0,440 *** 0,000	-0,413 *** 0,000	d023	d974
6	Barras de aço ligado, inclusive inoxidável	-0,736	0,022 0,141	-0,654 *** 0,002	-0,082 0,616	0,279 * 0,097	-0,380 ** 0,039	0,093 * 0,091	0,082 0,199	-0,327 *** 0,000	0,445 *** 0,000	d974	d023
7	Barras de aço carbono	-0,436	0,025 * 0,063	-0,092 0,469	-0,344 ** 0,040	-0,014 0,893	0,116 0,171	0,044 0,645	0,018 0,799	-0,385 *** 0,000	-0,431 *** 0,000	d961	d092
8	Fio máquina de aço carbono	-0,363	0,017 * 0,059	-0,018 0,813	-0,345 * 0,090	0,155 0,259	-0,250 0,146	0,437 *** 0,006	0,013 0,917	-0,514 *** 0,000	0,265 *** 0,000	d091	d083
9	Perfis leves de aço carbono, laminados a quente	-0,179	0,002 0,874	0,531 ** 0,016	-0,710 *** 0,000	0,525 ** 0,012	-0,204 0,172	0,017 0,892	0,054 0,677	-0,489 *** 0,000	0,351 *** 0,000	d091	d083
10	Perfis médios ou pesados de aço ao carbono, laminados a quente	-0,602	0,012 0,241	-0,179 *** 0,003	-0,424 *** 0,003	0,278 ** 0,041	-0,204 0,264	0,187 *** 0,002	-0,056 0,397	-0,392 *** 0,000	0,477 *** 0,000	d092	d043
11	Vergalhões de aço ao carbono	-0,141	0,008 0,438	0,297 * 0,093	-0,438 ** 0,012	0,089 0,240	-0,245 * 0,085	-0,024 0,804	0,800 *** 0,000	-0,315 *** 0,000	0,249 *** 0,000	d971	d014
*** significativo a 1%													
** significativo a 5%													
* significativo a 10%													
ERPT indica a soma dos coeficientes estimados das variáveis CAMBIO defasadas.													
Fonte: Elaboração do autor com dados do trabalho a partir do Eviews 8.0.													

Em seguida, fez-se o teste de cointegração de Engle-Granger. A análise de cointegração trata da situação de equilíbrio estacionário de longo prazo observada entre variáveis não-estacionárias. Assim a obtenção do vetor de cointegração para as variáveis de cada modelo, atende a um dos objetivos do trabalho que é estimar as relações de longo prazo determinantes dos preços. Verificou-se que todas as variáveis utilizadas são integradas de primeira ordem. O resultado teste de raiz unitária para cada uma das variáveis (ADF) é apresentado em anexo e mostrou que cada uma das variáveis analisadas é diferença estacionária, ou seja, todas são integradas de ordem um $I(1)$. O Quadro 6 mostra os resultados para o teste de cointegração de Engle-Granger.

O teste de cointegração mostrou que para alguns produtos existe uma relação de longo prazo entre as variáveis e para outras não. Observa-se que para 6 dos 10 itens analisado foi encontrada uma relação de equilíbrio de longo prazo. No entanto, mesmo que o teste estatístico tenha rejeitado a hipótese de cointegração dos dados para alguns produtos, existe motivação teórica para a existência de cointegração entre as variáveis.

Complementarmente aos parâmetros dos modelos econométricos utilizados nesse estudo, as relações de longo prazo foram estimadas método uniequacional baseado no uso de Mínimos Quadrados Ordinários Plenamente Modificados (FM-OLS), de modo a obter comparação dos resultados de repasse cambial entre diferentes metodologias e as estimativas para o modelo que trata do preço das exportações. A endogeneidade entre as variáveis determinada pela relação de cointegração pode ser considerada com o uso de métodos adequados, neste caso o estimador de FM-OLS para séries temporais, estimador adequado para estimar relações de longo prazo entre as variáveis.

O Quadro 7 apresenta os resultados do repasse cambial para produtos siderúrgicos laminados longos e planos para os vetores de cointegração ajustados conforme a metodologia FM-OLS para os preços de exportação. Interpreta-se o parâmetro da taxa de câmbio para do vetor normalizado para o preço de exportação como uma elasticidade de longo prazo.

Quadro 6 – Teste de Cointegração de Engle-Granger.

Hipótese nula: séries não são cointegradas

Especificação de lag automática: *Schwarz Info Criterion*, máximo de lags = 10

Número de observações: 60

Item	Lags	Valor	
Bobinas a frio de aço carbono	1	- 5,229 0,005	***
Bobinas a quente de aço carbono	1	- 5,125 0,006	***
Bobinas ou chapas grossas de aço carbono	0	- 3,386 0,263	
Bobinas ou chapas de aço zincadas	0	- 3,830 0,125	
Barras de aço ligado, inclusive inoxidável	0	- 3,351 0,277	
Barras de aço carbono	0	- 3,658 0,170	
Fio máquina de aço carbono	1	- 6,060 0,000	***
Perfis leves de aço carbono, laminados a quente	1	- 4,420 0,037	**
Perfis médios ou pesados de aço ao carbono, laminados a quente	0	- 4,544 0,028	**
Vergalhões de aço ao carbono	1	- 5,750 0,001	***

P-valor do teste em baixo das estimativas em negrito

*** Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

* Indica significância a 10%.

Quadro 7 - Resultados para preços de exportação pela metodologia FM-OLS

Item	Variável						
	C		FERR		PI		CAMBIO
Bobinas a frio de aço carbono	1,282 0,008	*	0,009 0,888		0,773 0,000	*	-0,053 0,454
Bobinas a quente de aço carbono	1,450 0,000	*	0,146 0,017	**	0,666 0,000	*	-0,115 0,064
Bobinas ou chapas grossas de aço carbono	0,448 0,506		0,278 0,003	*	0,677 0,000	*	-0,061 0,558
Bobinas ou chapas de aço zincadas	4,154 0,004	*	0,616 0,000	*	0,116 0,652		-0,609 0,000
Barras de aço ligado, inclusive inoxidável	3,394 0,000	*	0,685 0,000	*	0,026 0,821		-0,463 0,000
Barras de aço carbono	1,849 0,027	**	0,550 0,000	*	0,326 0,044	**	-0,315 0,002
Fio máquina de aço carbono	2,286 0,000	*	0,296 0,001	*	0,583 0,000	*	-0,342 0,000
Perfis leves de aço carbono, laminados a quente	5,586 0,000	*	0,654 0,001	*	-0,059 0,720		-0,752 0,000
Perfis médios ou pesados de aço ao carbono, laminados a quente	3,438 0,000	*	0,549 0,000	*	0,267 0,002	*	-0,584 0,000
Vergalhões de aço ao carbono	3,183 0,000	*	0,324 0,000	*	0,436 0,000	*	-0,418 0,000

P-valor teste t entre parênteses,

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

No geral observa-se um grau de repasse cambial incompleto para as o preço das exportações dos diversos produtos estudados, considerando-se os resultados obtidos pelo estimador de FM-OLS. Observa-se também que o repasse cambial varia significativamente conforme o produto analisado, resultado que também foi encontrado quando realizada a estimativa por mínimos quadrados ordinários.

9. Conclusão.

A indústria siderúrgica tem sido considerada um setor chave para a economia devido a seus efeitos de encadeamento de grande porte. O setor apresenta tradição exportadora, e tem gerado contribuições expressivas à balança comercial do Brasil nas últimas décadas. A importância desse setor está relacionada ao fornecimento de insumos para diversos outros setores, como construção civil, maquinário e bens de consumo, e

também por ser demandante de matérias prima que o Brasil possui de maneira abundante, como o minério de ferro.

Desse modo, considerando a influência da elasticidade preço da taxa de câmbio no desempenho exportador da indústria e a importância da siderurgia para a economia nacional, este trabalho teve por objetivo estabelecer evidência empírica para a indústria siderúrgica brasileira da relação existente entre as variações da taxa de câmbio e os preços de exportação diante das variações cambiais ocorridas no período de 1995 a 2010, período de variações significativas do preço do dólar medido em moeda nacional e de transformações profundas na indústria siderúrgica brasileira, utilizando dados desagregados no nível de produto e para a indústria de laminados planos e longos no agregado.

O coeficiente da taxa de câmbio mede a variação no preço de exportação em razão de um aumento de 1% na taxa de câmbio, mantendo todas as outras variáveis independentes fixas. Os resultados das estimativas das séries temporais e para o painel de dados apontaram que, de um modo geral, o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação ao nível dos produtos siderúrgicos laminados (planos e longos), para o caso brasileiro, é incompleto (que vai de encontro com o preconizado na literatura tradicional de repasse cambial) e que a magnitude do repasse cambial varia significativamente entre as classes de produtos.

Os resultados para a indústria no agregado mostraram um coeficiente de repasse cambial médio de 18,6%, diferente do que encontrado em outros estudos na literatura. Essa diferença pode ser fruto do período analisado como também da natureza dos dados utilizados em cada um dos estudos. No entanto, uma conclusão importante que deve ser levada em consideração em trabalhos futuros é que, conforme preconizado por Athukorala e Menon (1994), a relação entre taxa de câmbio e preços não pode ser estudada de forma significativa sem dados desagregados para cada uma das indústrias, e, além disso, que também há limitações para resultados que relevam o repasse médio de uma indústria específica, haja vista que, ao nível de produto, a resposta das firmas em relação à uma variação da taxa de câmbio também varia significativamente. Nesse sentido, uma contribuição deste trabalho é a utilização de dados desagregados (diversos produtos) ao nível de uma indústria específica. Ou seja, há heterogeneidade também entre as classes de produtos, de modo que os dados médios para uma indústria específica não captura as heterogeneidades individuais.

Ressalta-se que os resultados aqui encontrados não podem ser comparados com trabalhos que estabelecem o coeficiente de repasse cambial para a indústria siderúrgica como um todo, pois, conforme explicitado, grande parte das exportações brasileiras de produtos siderúrgicos são de itens de menor valor agregado (produtos de base e semi-acabados), que não foram inclusos no escopo desse trabalho. Por exemplo, Kannebley Jr. (2000) e Correa (2012) encontraram um repasse praticamente nulo para a indústria siderurgia brasileira utilizando séries temporais para a indústria no agregado, que inclui os produtos de base e semi-acabados. Ademais, os resultados, em magnitude, são diferentes aos encontrados em outros trabalhos, por exemplo, para os produtos do agronegócio brasileiro. No entanto, a importância deste trabalho está no fato de que ele aborda e amplia discussão sobre tema atual nas políticas macroeconômicas das economias abertas que demanda conhecimento sobre o comportamento conjunto das variáveis estudadas.

Nesse sentido, uma das sugestões para futuros trabalhos é a análise específica do coeficiente de repasse cambial para os produtos fabricados pela indústria siderúrgica brasileira de menor valor agregado. Uma limitação desse trabalho é na escolha da taxa de câmbio utilizada para as regressões. Ressalta-se que a taxa de câmbio nominal é relevante só para o produtor nacional, não em termos de competitividade, mas em termos de receita e lucro. Uma sugestão é a análise do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação utilizando a taxa de câmbio efetiva das exportações ao invés da taxa de câmbio nominal média do período, que pode revelar resultados diferentes dos encontrados nesse trabalho.

10. Referências Bibliográficas.

- ANDRADE, M. L. A., CUNHA, L. M. **O setor siderúrgico**. Estudos setoriais BNDES, 2002. BNDES 50 anos – Histórias Setoriais.
- ANDRADE, M. L. A., CUNHA, L. M., GANDRA, G. T., RIBEIRO, C. C. **Impactos da privatização no setor siderúrgico**. BNDES Estudos Setoriais, nº 2, Rio de Janeiro: BNDES, Novembro, 2001.
- ATHUKORALA, P., MENON, J.. 1994. **Pricing to market behaviour and exchange rate *pass-through* in Japanese exports**. Economic Journal 104:271-81.
- CAMPA, J. M., GOLDBERG, L. S. **Exchange rate *pass-through* into import prices: a micro or a macro phenomenon?** NBER Working Paper, n. 8934. Maio, 2002.
- CARBAUGH, R. J. Economia internacional. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2004.
- CINTRA, R. **Agendas, atores e loobies na tomada de decisão em política externa comercial: o caso da siderurgia (Brasil e Estados Unidos)**. Tese de doutorado. Instituto de Relações Internacionais. Universidade de Brasília, 2007.
- CORREA, A. L. **Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de *pass-through* setoriais**. Economia e Sociedade, Campinas, v. 21, n. 1 (44), p. 61-91, abr. 2012.
- FERREIRA, A. ***Pass-through* da taxa de câmbio: modelo teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados**. In FONTES, R. , FERREIRA, Afonso.; SANZO, Andreu. **Exchange rate *pass-through*: the case of brazilian exports of manufactures**. In: XII World Congress of International Economics Association, Buenos Aires, 1999.
- FRAGA, G. J., COUTO, S. V. V. **O *pass-through* da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil**. XVI Encontro de Economia da Região Sul, Junho, 2013.
- FRAGA, G.J.; ARRUDA, C.S.; ALVES, A.F.; PARRÉ, J.L. **O *Pass-through* das Variações da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação de Soja**. Revista Análise Econômica, Porto Alegre, ano 26, n. 49, p. 193-210, março de 2008.
- HOOPER, P.; MANN, C. **Exchange rate *pass-through* in the 1980's: the case of the US imports of manufactures**. Brookings Papers on Economic Activity, 1, p. 297-337, 1989.

- JÚNIOR, J. C.; SILVA, O. M. ***Pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003.** XLIII CONGRESSO DA SOBER, Ribeirão Preto, Julho, 2005.
- KANNEBLEY JR., S. **Exchange rate *pass-through*: uma análise setorial para as exportações brasileiras.** Revista de Economia Aplicada, v. 4, n. 3, 2000.
- MACERA, A. P., **Pass-through de tarifas de importação na economia brasileira.**
- PAULA, G. M., CAMARGOS, S. P. **Competitividade e Privatização: o caso da siderurgia brasileira.** Cadernos de Pesquisas em Administração, v. 2, n°. 5, pp. 17-26, 2º semestre de 1997.
- PEREIRA, T. R., CARVALHO, A. **Depreciação cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil: uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos.** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para Discussão, n. 711, 2000.
- SOUZA, R. M. ; SILVA, O. M. . **Pass Through da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação: O Caso dos Produtos Agrícolas Brasileiros.** Reúna. Revista de Economia da UNA, Belo Horizonte, MG., v. 15, n.2, p. 43-56, 2001.
- TEJADA, C. A. O., SILVA, A. G. **O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil.**

11. Anexo.

11.1. Teste ADF

Tabela 16 – Teste ADF para Raiz Unitária

Variável	Nível			Primeira diferença***		
	Com tendência	Sem tendência	k	Com tendência	Sem tendência	k
ln cambio	-0,9401	-1,8794	2	-6,3818	-6,1107	0
ln ferro	-3,0957	0,5025	3	-6,3355	-6,2897	2
ln pexp2	-3,0284	-2,0469	1	-5,6936	-5,7092	1
ln pexp3	-2,8086	-1,1613	2	-5,6656	-5,6074	1
ln pexp4	-3,0127	-1,8008	1	-5,0368	-5,0769	0
ln pexp5	-1,8496	-0,7178	0	-8,4423	-8,3018	0
ln pexp6	-1,9101	-0,7368	1	-8,7567	-8,7871	0
ln pexp7	0,0000	0,0000		0,0000	0,0000	
ln pexp8	-2,0841	-0,8347	2	-7,1317	-7,1426	1
ln pexp9	-2,1607	-1,6957	0	-7,7807	-7,8298	0
ln pexp10	-1,8500	-1,0564	1	-7,1843	-7,2390	0
ln pexp11	-2,2598	-1,3539	0	-7,8569	-7,8761	0
ln pint2	-2,8314	-1,0162	2	-5,6062	-5,4731	1
ln pint3	-2,7358	-0,9105	2	-5,7547	-5,6419	1
ln pint4	-2,0649	-1,1050	1	-7,1401	-7,1355	0
ln pint5	-2,2206	-1,6177	1	-7,3218	-7,3306	0
ln pint6	-6,0694	-5,7715	0	-10,1954	-10,2790	0
ln pint7	-2,1670	-1,6274	1	-10,4244	-10,5152	0
ln pint8	-3,5607	-1,5319	1	-4,7464	-4,7663	1
ln pint9	-1,8153	-0,4998	1	-9,5926	-9,6543	0
ln pint10	-2,2415	-1,5183	0	-7,4633	-7,5245	1
ln pint11	-2,2467	-0,7382	2	-6,8838	-6,8816	1

*** = significante ao nível de 1%