

Efeitos do Câmbio, Juros e Renda dos EUA sobre a Composição das Exportações da Indústria de Transformação Brasileira: o Caso dos Setores de Alta e Baixa Tecnologia no Período 03/2008 – 09/2018

Hugo L. Jesus

RESUMO

De forma similar à que procederam Nakabashi et al. (2008) em seu estudo, o presente trabalho pretende analisar os efeitos das taxas de juros, câmbio e do crescimento dos EUA entre março de 2008 e setembro de 2018 sobre a evolução das proporções de artigos de alta e baixa tecnologia no total exportado pela indústria de transformação brasileira. Considerando que o processo de ajustamento contínuo destas composições exerce influência sobre a própria dinâmica exportadora e esta, por sua vez, tem efeitos sobre a estrutura produtiva do país, é de interesse analisar a natureza de cada um dos perfis exportadores (as suas sensibilidades) de forma a avaliar os efeitos de suas dinâmicas sobre a economia como um todo.

INTRODUÇÃO

O presente trabalho pretende ser uma versão atualizada, ainda que algo adaptada e simplificada, do estudo empreendido por Nakabashi et al. (2008). Naquele contexto, os autores procedem à análise dos efeitos das taxas de juros, câmbio e do crescimento mundial – aproximado pelo crescimento do produto dos EUA – sobre o total das exportações industriais brasileiras e sua composição proporcional. Para tanto, foram confeccionados modelos para cinco segmentos exportadores industriais do país,

classificados basicamente em função da intensidade tecnológica de suas atividades. O período originalmente contemplado compreende o intervalo entre janeiro de 1996 e fevereiro de 2008.

O nosso trabalho seguirá proposta semelhante, utilizando o período de março de 2008 a setembro de 2018 e dois modelos no lugar de cinco, entretanto. Seguindo os perfis de intensidade tecnológica designados pelo MDIC (Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços), confeccionaremos um modelo contemplando a participação das exportações da indústria de alta tecnologia e outro contemplando a participação das exportações da indústria de baixa tecnologia¹ no total exportado pela indústria de transformação brasileira. Desta forma poderemos, de forma sintética, avaliar as sensibilidades destes diferentes perfis exportadores às variáveis explicativas elencadas e ter insumos para tecer algumas observações de caráter algo mais amplo.

De acordo com Nakabashi et al. (2008), a influência da taxa de juros se dará sobre a estrutura produtiva do país; os segmentos compostos por empresas de grande porte possuem maior facilidade em acessar financiamentos externos, fazendo com que tendam a ser menos sensíveis a oscilações nos patamares domésticos de juros. Ao mesmo tempo, a taxa de câmbio tem relevância sobre a dinâmica exportadora, pois tem a capacidade de alterar os resultados do setor externo através de sua operação sobre os preços relativos dos itens domésticos vis-à-vis os estrangeiros. A sua dinâmica tenderá, semelhantemente, a ter relevância sobre a estrutura produtiva (sua especialização relativa) uma vez que diferentes setores possuem diferentes graus de sensibilidade, o que contribuirá para a definição de sua capacidade de competição. Por fim, o crescimento da renda mundial – aqui aproximado pelo produto estadunidense, assim como o estudo original – constituirá o elemento de dinamismo pelo lado da demanda que tende a favorecer itens que apresentam maiores elasticidades-renda.

A relevância do estabelecimento das relações entre as variáveis acima listadas reside na importância que, de forma mais ampla, a atividade exportadora possui na

¹ Onde a indústria de alta tecnologia abarca aeronaves, equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos, farmoquímicos e farmacêuticos; a de baixa tecnologia compreende artigos de vestuário e acessórios, bebidas, celulose e papel (e derivados), couro e derivados (artigos para viagem e calçados), impressões e reproduções de gravações, madeira e seus produtos, móveis, produtos alimentícios, produtos do fumo e artigos têxteis. Fonte: <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/series-historicas>, acessado em 31/12/2018.

formação do produto por meio da demanda externa; e de forma mais específica, reside na observação dos fatores (e da sensibilidade das exportações a tais fatores) que compõem e recompõem o perfil das exportações industriais brasileiras ao longo do tempo. É estabelecida a literatura – seja na forma do pós-keynesianismo baseado em Thirwall e Moreno-Brid, seja na forma do estruturalismo de Prebisch – que versa sobre a importância não somente do montante exportado como vetor de demanda, mas também do nível de valor agregado às exportações, das elasticidades-renda daí oriundas e seu papel no enfrentamento da restrição externa ao processo de industrialização.

BASE TEÓRICA

Mais remotamente e de forma mais ajustada à realidade histórica da questão do subdesenvolvimento latino-americano temos, em primeiro lugar, a contribuição dos textos iniciais da Cepal e, em particular, o pensamento original de Raul Prebisch como literatura concernente à questão das exportações como desempenhando papel estratégico para o crescimento econômico sustentado. Neste contexto, é destacado o obstáculo ao processo de industrialização tardia que constituiria o diferencial de elasticidades-renda existente, historicamente, entre o perfil da pauta exportada pela periferia e os artigos importados juntamente aos centros. Nas palavras de Medeiros e Serrano (2001):

“O ponto central para o qual Prebisch tentou chamar a atenção era o de que se os países latino-americanos se mantivessem, à guisa de supostas “vantagens comparativas”, especializados em exportar produtos agrícolas de baixa elasticidade-renda e em importar produtos industriais de alta elasticidade, a necessidade de fechar as contas externas tornaria inevitável que os países crescessem a longo prazo a taxas menores que os países industrializados [dada a necessidade, crescente com o nível de renda, em importar bens de capital e insumos industriais, basicamente]. **Tal constatação decorria da diferença das elasticidades-renda das importações, que tinham tendência estrutural a acelerar-se em relação às exportações** [grifo nosso]. Nessas condições, a única maneira de adequar o montante de importações à chamada “capacidade de importar” dada pelas exportações era por meio da redução do ritmo de crescimento da economia.”

Fica evidente, então, a importância que não apenas o volume exportado – enquanto componente autônomo da demanda final – possuía na concepção de Prebisch, mas antes, a mais alta relevância do perfil da pauta exportadora e a sua capacidade de aliviar a restrição externa por meio da elevação da elasticidade-renda dos itens exportados, fazendo mudar de patamar de forma mais duradoura os termos de troca. Não atentar para tal necessidade significaria, no longo prazo, impor um teto ao crescimento econômico. No caso brasileiro, historicamente, o enfrentamento desta questão se deu de forma mais notória pelo rearranjo promovido no pós-guerra através da política de substituição de importações.

Por outro lado, mais recentemente, temos todo o desenvolvimento em âmbito pós-keynesiano que segue sentido semelhante à argumentação estruturalista. Segundo Nakabashi et al., (2008), de acordo com tal abordagem a performance do setor exportador vem a ser fundamental para o desempenho econômico de longo prazo por cumprir dupla função: constitui vetor autônomo de demanda final e, assim como no caso estruturalista, contribui ao relaxamento da restrição externa ao crescimento. Até este ponto não há avanços ulteriores substanciais em relação à compreensão oferecida pelo estruturalismo de Prebisch, portanto.

A contribuição mais relevante da abordagem pós-keynesiana, principalmente na frente de estudos aberta por Thirlwall (1979), é a formalização das relações entre as variáveis envolvidas no fenômeno: Thirlwall e Hussain (1982) ampliam o modelo original de modo a abarcar fluxos de capital; Moreno-Brid (1998) incluirá restrição que limita o crescimento do déficit em transações correntes como proporção da renda doméstica. Semelhantemente, McCombie e Thirlwall (1997) introduzem restrição de forma que a razão entre déficits comerciais e renda mantenha-se constante.

O fato é que todos estes aperfeiçoamentos do modelo originalmente proposto por Thirlwall (1979) mantêm a ideia de que o desempenho econômico de longo prazo estará inevitavelmente subordinado à restrição imposta pelo balanço de pagamentos, pois esta impõe teto à capacidade de ampliação da oferta a atender determinada expansão da demanda (Nakabashi et al., 2008).

A questão da evolução da composição da pauta exportadora – a qual abordaremos de forma sintética através do estudo econométrico proposto – por sua vez possui, de

acordo com Cruz et al., (2007), grande importância no estabelecimento e seleção dos setores mais competitivos da economia. Para o autor, o setor exportador reflete os ramos mais competitivos da economia doméstica. Assim sendo, os efeitos sobre o setor exportador em razão de sua exposição ao ambiente externo fará com que alterações nas posições dos setores mais competitivos altere a dinâmica econômica interna na medida do nível de dinamismo e encadeamento entre os ramos que estão ganhando e os que estão perdendo espaço neste processo (Nakabashi et al., 2008). O setor exportador seria, portanto, espécie de ponto de acumulação das influências e estímulos oriundos tanto de dentro quanto do exterior cuja resultante atuaria de forma a sancionar e moldar o caráter da economia doméstica.

A despeito de tal conhecimento, o que podemos observar no período contemplado pelo presente estudo é a relativa estabilidade das exportações de itens de alta tecnologia como proporção do total das exportações da indústria de transformação brasileira (AT/X) em patamar em torno de 4,5%, ao passo em que as exportações de itens de baixa tecnologia como proporção das exportações da indústria de transformação (BT/X) oscilam entre patamares bem mais elevados, entre 25% e 30%.

Certamente a preocupação com a elevação da elasticidade-renda das exportações em relação a das importações será devidamente atendida através da alteração do perfil das exportações em direção a maiores níveis de valor agregado – artigos mais intensivos em ciência e tecnologia –, mas é importante não desprezar o papel da indústria de transformação como um todo no processo de dinamização da economia (Kaldor, 1957).

No entanto, alterações relativas nos pesos dos diferentes segmentos da economia – em direção a um aumento da participação de intensivos em recursos naturais, por exemplo – pode ter efeitos deletérios sobre o crescimento, pois isto “pode sinalizar uma tendência a um tipo de especialização não muito interessante para o nível de desenvolvimento da economia brasileira.” (Nakabashi et al., 2008)

MODELO TEÓRICO

O modelo que norteará as interpretações acerca do estudo econométrico a ser exposto mais adiante será o de Thirlwall e Hussain (1982). De acordo com a relação por eles estabelecida, o volume demandado de exportações pelo “resto do mundo” pode ser representado da seguinte forma:

$$X = \beta[(P_d/P_f * E)^\eta] * Z^\varepsilon \quad (1)$$

onde β é uma constante, η vem a ser a elasticidade-preço da procura por exportações, ($\eta < 0$), Z é a renda do resto do mundo e ε representa a elasticidade-renda pela demanda por exportações ($\varepsilon > 0$). O termo $(P_d/P_f * E)$ vem a ser a relação entre os preços das exportações (P_d) e os preços dos artigos a competir com as exportações (P_f , expressos em moeda doméstica através de “E”, a taxa de câmbio).

De modo a abarcar o impacto das variações dos juros sobre os setores exportadores em questão, à equação (1) será incluído o termo R^γ , em que R são os juros reais domésticos e γ representa a sensibilidade do setor exportador em questão – de alta ou baixa tecnologia em nosso estudo – aos referidos juros.

$$X_i = \beta[(P_d/P_f * E)^\eta] * Z^\varepsilon * R^\gamma \quad (2)$$

Ao diferenciar (2) em relação ao tempo e transformar as variáveis em taxas de crescimento, temos:

$$x_i = \eta(P_d - P_f - e) + \varepsilon z + \gamma r \quad (3)$$

Onde as letras gregas representam as taxas de crescimento das variáveis elencadas. Mais uma vez: η , a sensibilidade do setor em questão ao câmbio; ε , a elasticidade-renda das exportações juntamente ao resto do mundo (aproximado pelos EUA em nosso caso) e γ , a sensibilidade dos diferentes setores exportadores a variações nos juros reais domésticos. Este é o modelo que servirá de base para as estimações que tomarão lugar no estudo econométrico mais adiante.

METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

De modo a manter coerência com a proposta do trabalho, procuramos seguir ao máximo possível a metodologia empregada por Nakabashi et al., (2008). Desta forma, a análise que se segue se utilizou de dados mensais para o período que vai de março de 2008 a setembro de 2018 para as variáveis elencadas para o estudo: a proporção das exportações de alta tecnologia da indústria de transformação brasileira sobre o total das exportações industriais (AT/X), a proporção das exportações de baixa tecnologia sobre o total das exportações industriais (BT/X), a taxa de juros doméstica, o câmbio real e a dinâmica da renda dos EUA (enquanto *proxy* para o crescimento do “resto do mundo”).

Como fonte de dados para as exportações, tanto de alta quanto de baixa tecnologia, foi utilizada a página do MDIC – Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços – na internet. É deste órgão a classificação dos artigos exportados de acordo com o nível de tecnologia empregado. Tais estimativas foram deflacionadas pelo IPCA (IBGE). Para representar a taxa de juros, foi utilizada a meta para a Selic para os diversos meses descontada pela expectativa média de inflação (IPCA) para os 12 meses seguintes, ambas as séries obtidas junto ao site do Bacen. Para o câmbio utilizamos dados do IPEA acerca da taxa de câmbio efetiva real (IPA-OG-IT, Exportações, Manufaturados).

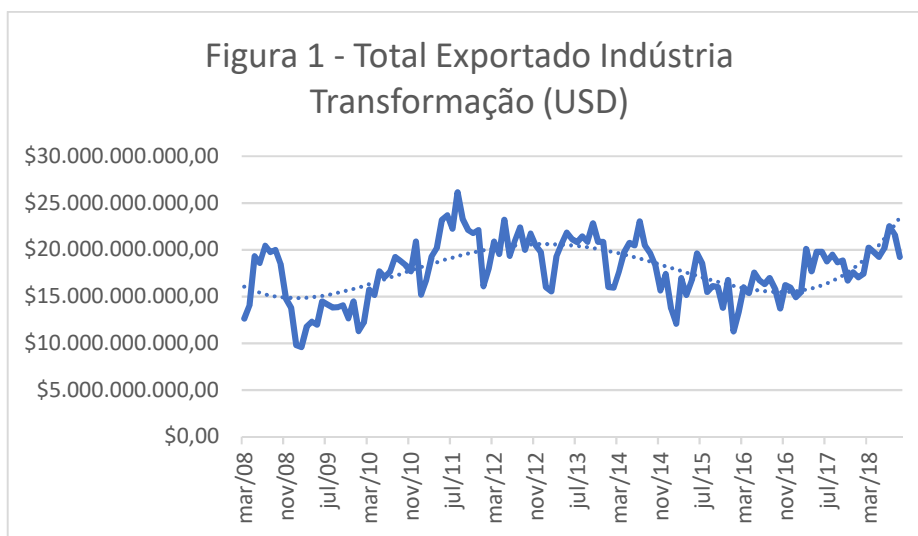
O *Bureau of Economic Analysis* do *Department of Commerce* é a fonte dos dados sobre o PIB norte-americano. Aqui faz-se necessário um esclarecimento. Como os dados para o crescimento do PIB dos Estados Unidos são disponibilizados apenas em intervalos trimestrais, tivemos de proceder à uma adaptação: consideramos uma taxa de crescimento constante a cada três meses de modo que os dados fossem transformados em uma série mensal.

Foram feitas regressões com diferentes níveis de defasagens para as três variáveis explicativas elencadas e com diferentes formas funcionais – modelos lin-lin, log-lin e log-log para todos os (4) níveis de defasagens escolhidos. Deste universo de modelos – 12 ao todo para cada variável dependente – foi escolhido o de melhor ajuste de acordo com o critério de informação de Akaike. Foram realizados, ademais, testes para normalidade (Shapiro-Wilk), heterocedasticidade (Breusch-Pagan), multicolinearidade (VIF) e autocorrelação (Breusch-Godfrey). Os problemas detectados foram corrigidos com os métodos adequados conforme veremos mais adiante.

ANÁLISE GRÁFICA

Ao proceder à observação das séries temporais contempladas pelo presente estudo não podemos perder de vista os três fenômenos de maior importância e potencial impacto ocorridos no período, a saber: (1) a crise do *subprime* em 2007/08 e suas duradouras repercussões por todo o mundo; (2) de um ponto de vista mais particular ao Brasil enquanto país emergente, a expansão das exportações impulsionada pelos emergentes, com destaque para a forte expansão chinesa; por fim (3) todo o processo que conduziu ao impeachment da presidente Dilma Rousseff – com impacto principalmente sobre o câmbio. Esses três acontecimentos, sinteticamente, regerão boa parte da dinâmica não apenas das exportações e sua composição, mas econômica como um todo.

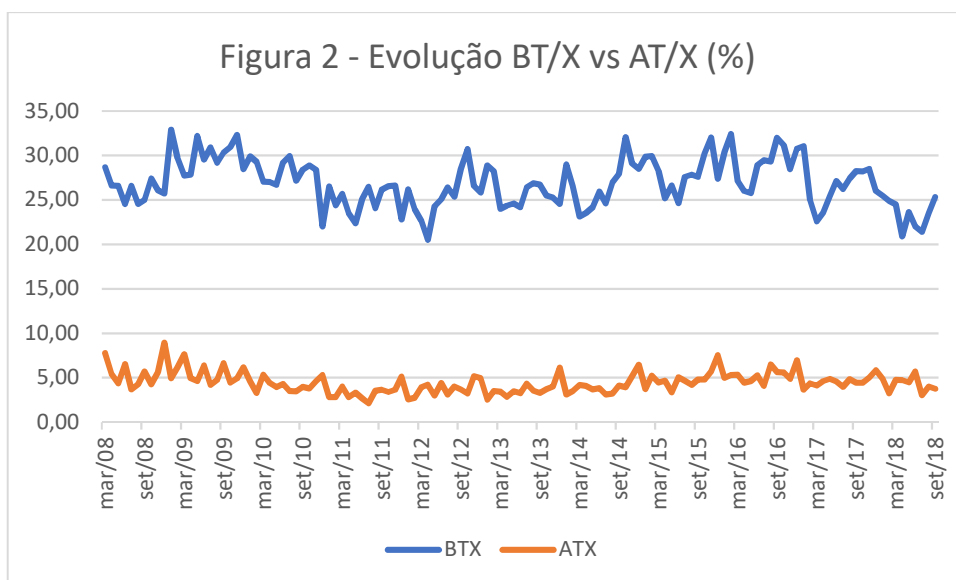
Em primeiro lugar, temos o movimento das exportações da indústria de transformação brasileira como um todo no período.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do MDIC – Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

Podemos observar, em primeiro lugar, a interrupção que o fenômeno da crise do *subprime* e suas repercussões significou para a expansão das exportações brasileiras – que teve início mesmo antes de tal colapso. Tal período de rápida expansão terá sido de especial benefício para exportações de menor valor agregado – tendo sido conhecido como “superciclo das commodities” –, mas podemos observar o impacto notável do

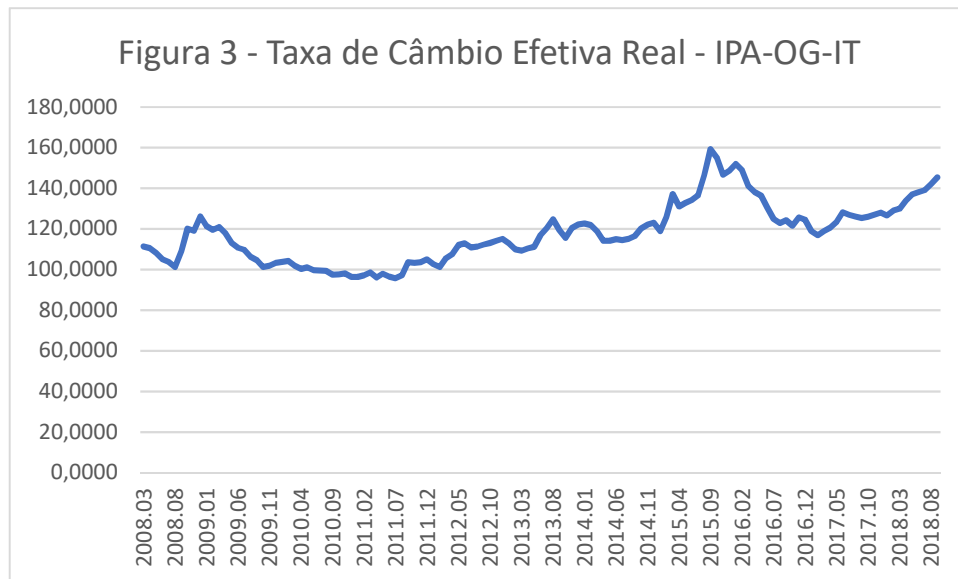
desenvolvimento emergente, em especial chinês, sobre o potencial exportador industrial brasileiro como um todo.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do MDIC – Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

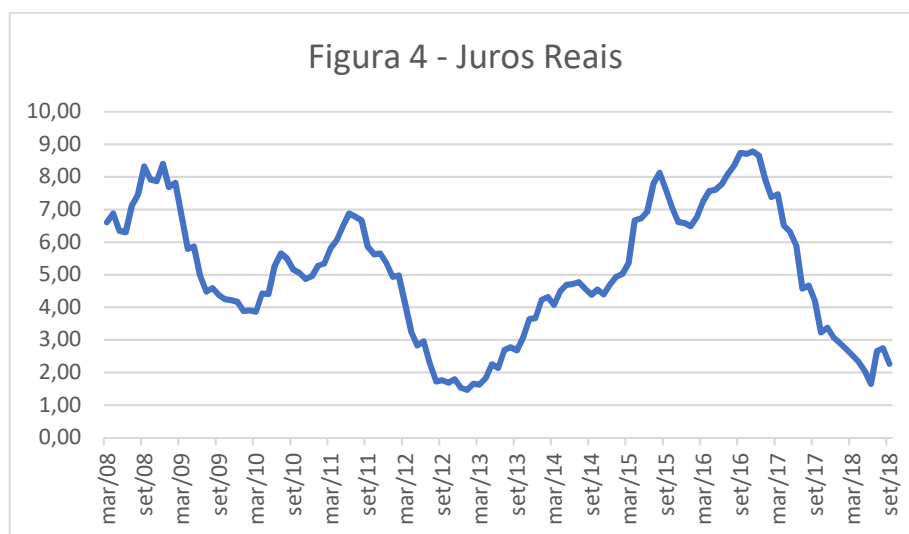
Percebemos, conforme seria de se esperar, uma maior oscilação da participação das exportações industriais de baixa tecnologia no total exportado (BT/X) em relação àquela observada para a participação das exportações industriais de alta tecnologia (AT/X) – o que sugere maiores sensibilidades (elasticidades) para o caso das exportações BT. Enquanto a primeira oscilou em torno de 25% e 30% do total das exportações da indústria de transformação, a segunda participação permaneceu relativamente estável em torno do patamar de 4,5%.

É possível verificar no período que vai, aproximadamente, de outubro de 2010 a setembro de 2014, uma perda de participação – embora bem mais acentuada no caso das exportações de baixa tecnologia – nas duas modalidades de exportações contempladas pelo estudo, o que sugere um ganho em outros perfis, provavelmente naqueles de média-baixa tecnologia e NCIT, onde estão inseridas as commodities tão fortemente demandadas pela expansão chinesa de então.



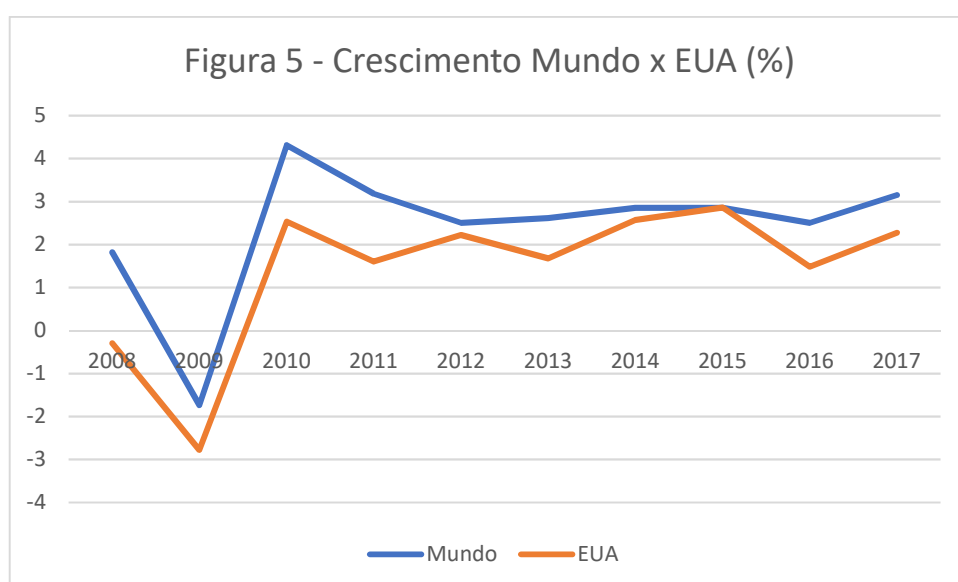
Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do IPEA.

Chama a atenção semelhantemente, a relativa estabilidade da proporção das exportações de alta tecnologia (AT/X) por todo o período a despeito da oscilação cambial do período, em especial a forte depreciação do Real nos arredores do processo de impeachment da presidente Dilma Rousseff. Tal estabilidade sugere que tal pauta exportadora, além de ser em geral menos sensível às intempéries econômicas em geral (aqui captadas e sintetizadas por η , ε e γ , as diferentes elasticidades às quais AT/X e BT/X estão, em princípio, sujeitas) poderia sofrer tais efeitos com alguma defasagem em relação às exportações de baixa tecnologia. A conferir.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do Bacen.

Os juros, que puderam iniciar uma trajetória declinante diante do enfrentamento pelo FED norte-americano dos efeitos estagnantes do estouro do *subprime*, encontraram o seu ponto mais baixo desde julho de 2002 no início do ano de 2013, no contexto da chamada “guerra dos spreads” empreendida pela então presidente. Isto constitui parte da explicação para a recrudescimento dos juros que tomou lugar em função da forte desvalorização cambial que ocorreu no contexto da instabilidade que tomou conta do país às vésperas do impedimento de Dilma. Isto produzirá impactos sobre a estrutura produtiva e, por conseguinte, na pauta exportadora, em razão das diferenças nas sensibilidades características de cada setor.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do Banco Mundial.

De forma a guardar coerência com o estudo que serve de base para o nosso, conforme dito anteriormente, utilizamos o crescimento do PIB dos EUA como aproximação para a renda mundial. A Figura 5 captura, então, a proximidade entre a dinâmica do crescimento mundial vis-à-vis o crescimento norte-americano – aqui retratados em base anual, já que esta é a periodicidade disponibilizada para as séries do Banco Mundial. Podemos perceber, portanto, a adequação da *proxy* utilizada. Fica evidente o impacto da crise de 2007-08 sobre a atividade econômica global.

RESULTADOS DA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Recuperando, para cada uma das variáveis dependentes – AT/X e BT/X – foram confeccionados quatro modelos com diferentes níveis de defasagens para as variáveis envolvidas – 0, 3, 6 e 12 – contemplando três diferentes formas funcionais – modelos log-log, log-lin e lin-lin. Dentre os 12 modelos estimados, foram escolhidos aqueles – dois, um para cada regressando – com os menores valores para o critério de informação de Akaike. Segundo tal critério, os modelos com os melhores ajustes para AT/X e BT/X foram, respectivamente, log-log com 12 defasagens e o modelo estático (0 defasagens). Foram realizados testes de normalidade (Shapiro-Wilk), heterocedasticidade (Breusch-Pagan), multicolinearidade (VIF) e autocorrelação (Breusch-Godfrey).

Este último foi o único problema detectado no caso de BT/X, ao passo em que a introdução de defasagens para cada variável dependente significou o surgimento de multicolinearidade no caso do modelo AT/X selecionado segundo Akaike. De modo a contornar o problema de autocorrelação no modelo BT/X selecionado, foi empregado o método de estimativas robustas.

Com o objetivo de atenuar o problema de multicolinearidade presente no modelo AT/X selecionado (“loglog_12def”), como aumentar o tamanho da amostra descaracterizaria a proposta do trabalho (que pretende iniciar onde Nakabashi et al. (2008) terminaram), tentamos, em uma primeira aproximação, inserir transformações nas variáveis. Não tendo este expediente surtido o efeito pretendido, procedemos à eliminação progressiva das defasagens responsáveis pela maior parte do fenômeno da multicolinearidade – cuidando para manter as defasagens superiores, isto é, atentando a não transformar um modelo originalmente de 12 defasagens em outro de número inferior de defasagens. O procedimento seguiu até que encontrássemos um valor para o critério de Akaike menor ou igual ao obtido originalmente (com “loglog_12def”) e valores para o fator inflacionário da variância de cada variável dependente envolvidos iguais ou menores a 3,3 – menor valor dentre os limites para FIV elencados pela controvérsia sumarizada por Kock e Lynn (2012).

Seguem os resultados obtidos através do pacote estatístico R:

- Modelo BT/X (“loglog_0def”)

```

                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
log(juros)      0.05287    0.01927   2.744  0.00698 **
log(cambio)     0.07048    0.07135   0.988  0.32519
pib_eua        -0.01052    0.01071  -0.982  0.32818
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.09703 on 124 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.08973, Adjusted R-squared:  0.0677
F-statistic: 4.074 on 3 and 124 DF, p-value: 0.008471

```

Com estimadores robustos para contornar o problema de autocorrelação:

```

                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
log(juros)      0.052869    0.032809   1.6114   0.1096
log(cambio)     0.070480    0.142536   0.4945   0.6218
pib_eua        -0.010516    0.011384  -0.9237   0.3574
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

```

- Modelo AT/X (“loglog_12def”)

```

                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
log(juros[1:(n - 12)]) 0.1258036 0.2547207   0.494   0.6228
log(juros[2:(n - 11)]) -0.1077790 0.3820972  -0.282   0.7787
log(juros[3:(n - 10)]) 0.2439970 0.3814651   0.640   0.5243
log(juros[4:(n - 9)])  -0.3397633 0.3877724  -0.876   0.3837
log(juros[5:(n - 8)])   0.2003989 0.3950772   0.507   0.6135
log(juros[6:(n - 7)])  -0.2345415 0.4322047  -0.543   0.5889
log(juros[7:(n - 6)])  -0.2958130 0.4303820  -0.687   0.4940
log(juros[8:(n - 5)])   0.6200376 0.4104042   1.511   0.1350
log(juros[9:(n - 4)])  -0.1355679 0.4244799  -0.319   0.7503
log(juros[10:(n - 3)])  0.2661311 0.3712974   0.717   0.4757
log(juros[11:(n - 2)]) -0.2750075 0.3244721  -0.848   0.3993
log(juros[12:(n - 1)])  0.2049762 0.3187236   0.643   0.5221
log(juros[13:n])       -0.1691290 0.2167642  -0.780   0.4377
log(cambio[1:(n - 12)]) 0.4203707 0.7682297   0.547   0.5858
log(cambio[2:(n - 11)]) 1.6480973 1.2484935   1.320   0.1908
log(cambio[3:(n - 10)]) -2.6251627 1.3376257  -1.963   0.0534 .
log(cambio[4:(n - 9)])  1.2272567 1.3818721   0.888   0.3773
log(cambio[5:(n - 8)])  -0.1155927 1.3927196  -0.083   0.9341
log(cambio[6:(n - 7)])  -1.8197567 1.4132740  -1.288   0.2018
log(cambio[7:(n - 6)])   2.2849355 1.4263949   1.602   0.1133
log(cambio[8:(n - 5)])  -1.3563999 1.4509612  -0.935   0.3528
log(cambio[9:(n - 4)])   0.1790234 1.4507004   0.123   0.9021
log(cambio[10:(n - 3)])  2.9077058 1.5079368   1.928   0.0576 .
log(cambio[11:(n - 2)]) -2.8282420 1.4974671  -1.889   0.0627 .

```

```

log(cambio[12:(n - 1)]) 1.2414374 1.4083703 0.881 0.3808
log(cambio[13:n])      0.0049716 0.8662253 0.006 0.9954
pib_eua[1:(n - 12)]    -0.0454278 0.0494005 -0.920 0.3607
pib_eua[2:(n - 11)]    0.0173484 0.0687214 0.252 0.8014
pib_eua[3:(n - 10)]    -0.0302472 0.0677141 -0.447 0.6564
pib_eua[4:(n - 9)]     -0.1018051 0.0692098 -1.471 0.1454
pib_eua[5:(n - 8)]     0.0619101 0.0693395 0.893 0.3748
pib_eua[6:(n - 7)]     -0.0173881 0.0691156 -0.252 0.8020
pib_eua[7:(n - 6)]     -0.0303448 0.0708203 -0.428 0.6695
pib_eua[8:(n - 5)]     0.0863091 0.0705100 1.224 0.2247
pib_eua[9:(n - 4)]     0.0653915 0.0732691 0.892 0.3750
pib_eua[10:(n - 3)]    -0.1565429 0.0726785 -2.154 0.0344 *
pib_eua[11:(n - 2)]    0.0006918 0.0692011 0.010 0.9920
pib_eua[12:(n - 1)]    0.0250618 0.0697435 0.359 0.7203
pib_eua[13:n]          -0.0513921 0.0532810 -0.965 0.3378
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1897 on 76 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6093, Adjusted R-squared:  0.4088
F-statistic: 3.039 on 39 and 76 DF, p-value: 1.691e-05

```

Após retiradas sucessivas para reduzir a multicolinearidade a níveis aceitáveis:

- Modelo AT/X modificado (“loglog_12def_mod2”)

```

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
log(juros[1:(n - 12)]) 0.08475    0.04477   1.893 0.06107 .
log(juros[13:n])      0.04782    0.04479   1.068 0.28812
log(cambio[1:(n - 12)]) 0.47138    0.23450   2.010 0.04693 *
log(cambio[13:n])     0.65045    0.20753   3.134 0.00222 **
pib_eua[1:(n - 12)]   -0.05474    0.02498  -2.191 0.03059 *
pib_eua[7:(n - 6)]    0.01059    0.02519   0.421 0.67492
pib_eua[10:(n - 3)]   -0.07981    0.02843  -2.807 0.00594 **
pib_eua[13:n]         -0.03298    0.03403  -0.969 0.33468
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1965 on 107 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4095, Adjusted R-squared:  0.3654
F-statistic: 9.277 on 8 and 107 DF, p-value: 1.216e-09

```

Em primeiro lugar, no caso do modelo BT/X ajustado, percebemos que a introdução de estimadores robustos eliminou a significância estatística de quaisquer coeficientes, o que sugere – especialmente se considerarmos o reduzido R^2 – que a dinâmica das exportações de baixa tecnologia no total exportado pela indústria brasileira

esteve mais sujeita, individualmente falando, a outros determinantes que não câmbio, juros e a renda dos EUA, o que mostra-se algo inusitado; ou (o que vem a ser mais provável) as formas funcionais elencadas para o estudo não terão sido adequadas ao registro de sua dinâmica.

No entanto, a julgar pelo fato de ter sido o modelo estático (0 defasagens) o de melhor ajuste segundo o critério de Akaike, torna-se evidente a sujeição da dinâmica de tal perfil exportador a fatores predominantemente de curto prazo, o que vai ao encontro das expectativas. Tal fato é bem ilustrado pela Figura 2 acima, onde o comportamento volátil e a amplitude de movimentos de BT/X são comparados ao desenvolvimento mais estável de AT/X.

Este referido movimento mais suave de AT/X encontra-se, de forma geral, respaldado pelas estimativas obtidas para seus coeficientes. Primeiro, temos a dinâmica dos juros, onde a elevação em 1% causou no período uma elevação reduzida, de aproximadamente 0,08% em média na proporção das exportações de alta tecnologia no total dos artigos exportados pela indústria de transformação brasileira. Os elevados patamares dos juros brasileiros no período – com a exceção do período de queda durante a chamada “guerra dos spreads” empreendida pela ex-presidente Dilma, o que conduziu, entre outros fatores, à sua queda – não foram, portanto, obstáculo ao desenvolvimento de tal perfil exportador. Considerando o porte das empresas situadas a este setor, tal resultado guarda coerência com a argumentação de Nakabashi et al., (2008) que sustentam ser mais baixa a exposição de tais empreendimentos aos juros domésticos posto o seu acesso a canais de financiamento externo.

Ao somarmos as estimativas de ponto relativas ao câmbio, notamos uma relação diretamente proporcional, ou seja, um aumento em 1% no índice de câmbio – isto é, uma desvalorização – conduziu a um avanço, em média, de aproximadamente 1,1% das exportações de alta tecnologia sobre o total exportado pela indústria de transformação brasileira. Semelhantemente, a tendência de desvalorização do real frente ao dólar, ainda que de forma discreta, conspirou a favor de AT/X.

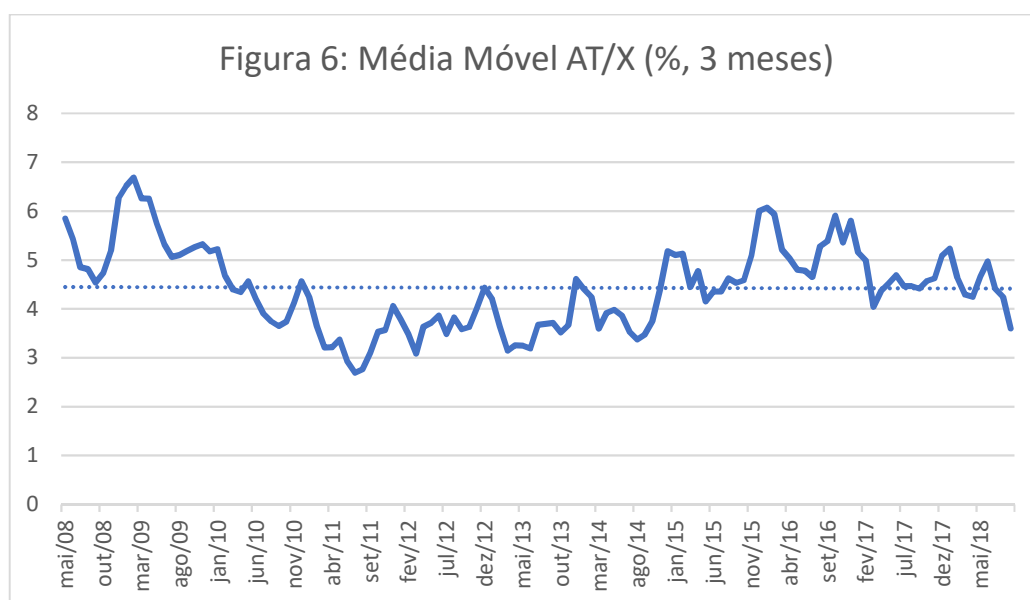
Já com relação à renda norte-americana – nossa *proxy* para a renda mundial –, diferentemente do que esperaríamos, mostrou-se uma relação inversa: ao somarmos as estimativas de ponto relativos ao crescimento do PIB estadunidense, encontramos um

valor de, aproximadamente -13%, ou seja, o aumento em uma unidade (1%) no crescimento dos EUA conduziu, em média, a uma queda de aproximadamente 13% na proporção de produtos de alta tecnologia na pauta exportadora industrial brasileira – com defasagens, entretanto.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

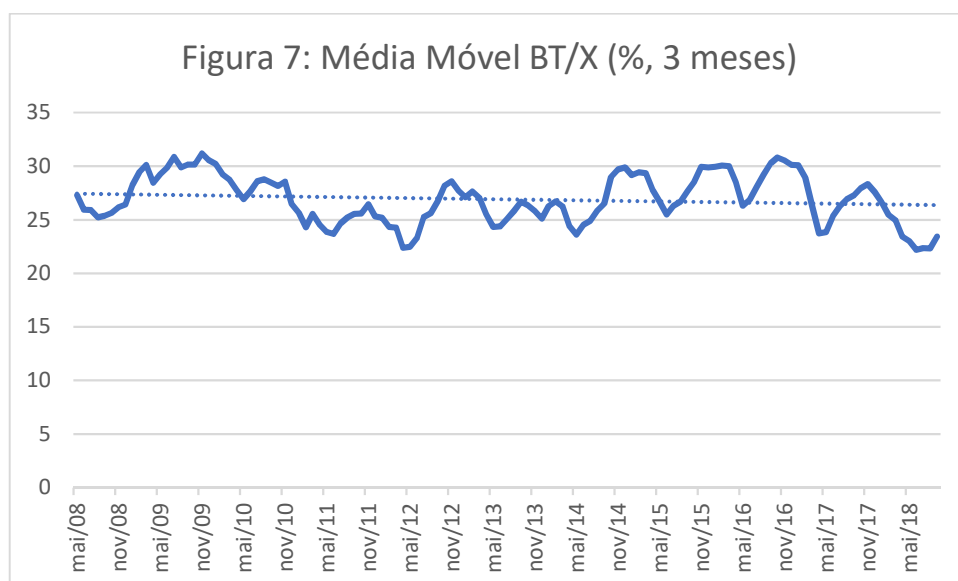
Faz-se importante destacar as dinâmicas das proporções de ambos os tipos de itens aqui abordados.

Consideravelmente menos volátil no curto prazo, pois menos sujeita a choques e intempéries econômicas que sua contraparte de baixa tecnologia (vide níveis de defasagens selecionados via Akaike), a proporção de artigos de alta tecnologia apresentou também uma tendência à estabilidade ao longo do período estudado na composição das exportações industriais brasileiras. Esta oscilou em torno do patamar de 4,5%, aproximadamente, a julgar pela média móvel para três meses.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do MDIC – Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

Por outro lado, a proporção de produtos de baixa tecnologia mostrou uma discreta tendência de queda, porém nada que sugira, sobretudo à luz da evolução de sua contraparte de alta tecnologia, uma alteração mais significativa da composição das exportações da indústria de transformação brasileira. E justamente este vem a ser o problema.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do MDIC – Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

A julgar por estes dois perfis, não há indícios significativos de transformação da pauta exportadora rumo a um perfil que se adeque a um projeto de crescimento sustentado ou a um compromisso duradouro com a questão da restrição externa – os dois principais objetivos atendidos pelas exportações.

A importância dos bens de alta tecnologia – os que apresentam o maior potencial emancipatório – ainda é diminuta em relação ao total das exportações industriais. Por isso, o país perde a oportunidade de reduzir de forma expressiva a sua dependência em

relação a bens altamente sujeitos à elementos de caráter conjuntural, fazendo vulnerar em grande medida, a economia como um todo a estes mesmos elementos.

Tal processo de manutenção estrutural perpetua, de acordo com a racionalidade expressa em Nakabashi et al. (2008), uma tendência negativa sobre o crescimento futuro do país, principalmente diante da estagnação de setores mais dinâmicos em patamares tão baixos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANCO MUNDIAL. World Development Indicators. Disponível em <<https://databank.worldbank.org/>>, acessado em 18/01/2019.

BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS. Gross Domestic Product. Disponível em <https://www.bea.gov/data/gdp/gross-domestic-product>, acessado em 01/01/2019.

DA CRUZ, M. J. V. et al. Uma análise do impacto da composição ocupacional sobre o crescimento da economia brasileira. **Revista EconomiA**, 2007.

KALDOR, N. A model of economic growth. **The economic journal**, v. 67, n. 268, p. 591–624, 1957.

KOCK, N.; LYNN, G. Lateral collinearity and misleading results in variance-based SEM: An illustration and recommendations. 2012.

MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. The dynamic Harrod foreign trade multiplier and the demand-orientated approach to economic growth: an evaluation. **International Review of Applied Economics**, v. 11, n. 1, p. 5–26, 1997.

MEDEIROS, C.; SERRANO, F. Inserção externa, exportações e crescimento no Brasil. **Polarização mundial e crescimento**. Rio de Janeiro: Vozes, p. 39–75, 2001.

MORENO-BRID, J. C. On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 21, n. 2, p. 283–298, 1998.

NAKABASHI, L.; CRUZ, M. J. V.; SCATOLIN, F. D. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 3, p. 433–461, 2008.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of the international growth rate differences. **PSL Quarterly Review**, v. 32, n. 128, 1979.

THIRLWALL, A. P.; HUSSAIN, M. N. The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. **Oxford economic papers**, v. 34, n. 3, p. 498–510, 1982.