

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGE**

RAFAEL LEITE DE CARVALHO

**QUE FATORES AFETAM OS NÍVEIS DE PREÇOS DOS PAÍSES? UM
OLHAR SOBRE O IMPACTO DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E
DOS CUSTOS DE COMÉRCIO**

**JOÃO PESSOA
2020**

RAFAEL LEITE DE CARVALHO

**QUE FATORES AFETAM OS NÍVEIS DE PREÇOS DOS PAÍSES? UM
OLHAR SOBRE O IMPACTO DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E
DOS CUSTOS DE COMÉRCIO**

Dissertação de Mestrado apresentada como
requisitoparcial para a obtenção do título de
mestre em Economia Aplicada, pelo Programa de
Pós-Graduação em Economia Aplicada da
Universidade Federal da Paraíba.

Orientador: Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de
Farias Souza

JOÃO PESSOA
2020

Catálogo de Publicação na Fonte. UFPB - Biblioteca Central

C331q Carvalho, Rafael Leite de.

Que fatores afetam os níveis de preços dos países? : um olhar sobre o impacto da produtividade agrícola e dos custos de comércio / Rafael Leite de Carvalho. - João Pessoa, 2020.

47 f. : il.

Orientação: Wallace Patrick Santos de Farias Souza.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Economia. 2. Paridade do Poder de compra - Desvios.
3. Produtividade agrícola. 4. Custos de Comércio. 5.
Hipótese Balassa-Samuelson. I. Souza, Wallace Patrick
Santos de Farias. II. Título.

UFPB/BC

CDU 33(043)

RAFAEL LEITE DE CARVALHO

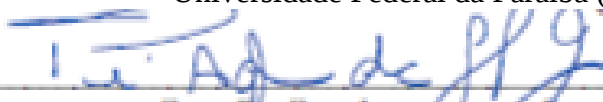
**QUE FATORES AFETAM OS NÍVEIS DE PREÇOS DOS PAÍSES? UM
OLHAR SOBRE O IMPACTO DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E
DOS CUSTOS DE COMÉRCIO**

Dissertação de Mestrado apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de mestre em Economia Aplicada, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal da Paraíba.

Trabalho aprovado. João Pessoa, Paraíba, Brasil, 10 de março de 2020:



Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)



Prof. Dr. Peri Agostinho da Silva Junior
Universidade Federal da Paraíba (UFPB); Kansas State University (KSU)



Prof. Dr. Écio de Farias Costa
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

JOÃO PESSOA
2020

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus, Jesus Cristo, o meu salvador e autor da minha fé. Tenho certeza que, sem Ele, eu não teria chegado até aqui.

Aos meus pais, Petrônio e Hilda, por sempre apoiarem os meus sonhos e acreditarem no meu potencial. Saibam que a companhia, o amor e o suporte de vocês não tem preço.

À minha irmã, Fernanda, pelas constantes orações e carinho.

Ao Prof. Dr. Wallace, por ter aceitado orientar a pesquisa.

Ao Prof. Dr. Peri Silva e ao Prof. Dr. Écio Costa, por terem aceitado fazer parte da banca.

À Prof. Dra. Maria da Conceição Sampaio de Sousa e ao Prof. Dr. Peri Silva, pela ajuda durante a fase da qualificação do projeto de pesquisa.

Aos colegas de pós-graduação, que me ajudaram a enfrentar as dificuldades dessa jornada. Especialmente, agradeço a Caio Oliveira Azevedo, Camilla Oliveira Santos e Daniel Tomaz Souza, pelo companheirismo e pela constante prontidão em ajudar.

Por fim, à CAPES, pelo apoio financeiro via concessão de bolsa de estudos, durante o mestrado.

RESUMO

O presente trabalho buscou, por meio de regressões de corte transversal, analisar desvios das taxas de câmbio nominais em relação à teoria da paridade do poder de compra (PPP) – em outras palavras, explicar as diferenças nos níveis de preços dos países após a conversão para uma moeda comum. Seguindo de perto a estrutura das pesquisas de corte transversal acerca desse tema – especialmente o trabalho de Gelb e Diofasi (2016) –, buscou-se incluir na equação de desvios da PPP algumas variáveis pouco exploradas nessa temática, como a produtividade agrícola e os custos de comércio. Os resultados das estimações confirmaram a teoria de Hassan (2016), segundo a qual a produtividade agrícola tem um potencial deflacionário dentro da hipótese Balassa-Samuelson, devido à baixa comercialização desse setor na maioria dos países em desenvolvimento. Hassan (2016) previu adicionalmente um efeito decrescente dessa variável sobre o nível de preços à medida que os países se desenvolvem, devido ao decréscimo do consumo relativo dos bens desse setor frente aos da manufatura e dos serviços. Tal padrão também é confirmado nas regressões, uma vez que a produtividade agrícola só se torna significativa quando interagida com tal consumo relativo, que decresce – em média – no PIB per capita, devido a preferências não homotéticas. Uma abordagem alternativa para captar os desvios em relação à PPP foi a inclusão dos custos de comércio nas equações estimadas, uma vez que os mesmos poderiam dificultar a equalização de preços ligada à arbitragem. Aqui, buscou-se mensurar tais barreiras por meio da medida implícita de custos de comércio desenvolvida por Head e Ries (2001) e Novy (2013) a partir de modelos gravitacionais, agregando-se os dados do comércio agrícola e do comércio de manufaturas. Os resultados das regressões, porém, mostraram pouco ou nenhum efeito sobre o nível de preços dos países para essa medida de custos de comércio, provavelmente devido ao fato de essa medida se restringir aos custos na margem intensiva, ignorando os custos da margem extensiva.

Palavras-chave: Desvios da Paridade do Poder de Compra; Hipótese Balassa-Samuelson; Produtividade Agrícola; Custos de Comércio; Análise de Corte Transversal.

ABSTRACT

This article sought, by means of cross-sectional regressions, to analyze deviations by the nominal exchange rates in relation to the theory of purchasing power parity (PPP) – in other words, to explain the differences in the price levels of countries after conversion to a common currency. Following closely the structure of cross-sectional research on this topic – especially the work of Gelb and Diofasi (2016) – we included in the equation of deviations from the PPP some variables little explored in this theme, such as agricultural productivity and trade costs. The estimation results confirmed Hassan's theory (2016), which postulates that agricultural productivity has a deflationary potential within the Balassa-Samuelson hypothesis, due to the low commercialization of this sector in most developing countries. Hassan (2016) also predicted a decreasing effect of this variable on the price level as countries develop, due to the decrease in the relative consumption of goods from this sector in relation to those of manufacturing and services. This pattern is also confirmed in the regressions, since agricultural productivity only becomes significant when interacted with such relative consumption, which decreases – on average – in GDP per capita, due to non-homothetic preferences. An alternative approach to capture deviations in relation to the PPP was the inclusion of trade costs in the estimated equations, since they may make price equalization linked to arbitrage more difficult. Here, we sought to measure such barriers by means of the implicit measure of trade costs derived by Head and Ries (2001) and Novy (2013) from gravitational models, by aggregating data on agricultural and manufacturing trade. The results of the regressions, however, showed little to no effect on the price level of countries for this measure of trade costs, probably due to the fact that this measure is restricted to the costs in the intensive margin, ignoring the costs on the extensive margin.

Key-words: Deviations from Purchasing Power Parity; Balassa-Samuelson Hypothesis; Agricultural Productivity; Trade Costs; Cross-sectional Analysis.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 ASPECTOS TEÓRICOS	11
2.1 A HIPÓTESE BALASSA-SAMUELSON	11
2.1.1 O Modelo Tradicional	11
2.1.2 A Hipótese Balassa-Samuelson com Setor Agrícola não Comercializável	14
2.2 OS CUSTOS DE COMÉRCIO	18
3 METODOLOGIA	23
3.1 MODELO ECONOMETRICO	23
3.2 VARIÁVEIS E DADOS DO MODELO	24
3.2.1 Nível de Preços e PIB per capita	24
3.2.2 Produtividade Agrícola e a Fração do Consumo Dedicada a Bens Agrícolas	26
3.2.3 Custos de Comércio	28
3.2.4 Subsídios ao Setor de Energia (% do PIB)	30
3.2.5 Estoque de Imigrantes Internacionais (% da população)	31
3.2.6 Economias de Escala: População e Densidade Populacional	32
3.2.7 Índice de Liberdade Econômica	33
3.2.8 Índice de GINI	33
3.2.9 Termos de Troca	34
3.3 ESTATÍSTICA DESCRITIVA	35
4 RESULTADOS	37
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	40
REFERÊNCIAS	42
APÊNDICE A – AMOSTRA UTILIZADA NO CÁLCULO DOS CUSTOS DE COMÉRCIO	45
APÊNDICE B – AMOSTRA UTILIZADA NAS REGRESSÕES COM PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA	46
APÊNDICE C – AMOSTRA UTILIZADA NAS REGRESSÕES COM CUSTOS DE COMÉRCIO	47

1 INTRODUÇÃO

Primeiramente articulada pela Escola de Salamanca na Espanha do século XVI, a teoria da paridade do poder de compra (PPP, segundo sua sigla em inglês) propõe uma hipótese bastante simples: uma vez convertidas as moedas nacionais para uma moeda comum – segundo as taxas de câmbio nominais –, os preços de mercadorias idênticas seriam os mesmos entre todos os países – a chamada “lei do preço único” (ROGOFF, 1996). Mesmo que um país apresentasse uma taxa de inflação superior à do resto do mundo, processos de compra e venda ajustariam os preços e as taxas de câmbio, até que a paridade do poder de compra entre a moeda deste país e a dos demais fosse restaurada. Tal hipótese depende, é claro, de alguns pressupostos fortes, como mercados de concorrência perfeita e a total inexistência de custos de comércio e de transporte.

Entretanto, basta um passeio por alguns países – ou algumas buscas na internet – para perceber que essa teoria destoa da realidade. Uma boa representação disso é o índice Big Mac, criado pelo *The Economist* em 1986 para determinar se as taxas de câmbio das diferentes moedas estariam em seu nível “correto” segundo a teoria da PPP – ou seja, que fizessem o Big Mac custar o mesmo valor em todos os países (THE ECONOMIST, 2019). Eis os valores de Dezembro de 2018 para os países com moedas mais valorizadas e mais desvalorizadas em relação ao dólar, segundo o índice, mais o caso do Brasil:

Tabela 1- Índice Big Mac

País	Preço do Big Mac em US\$	Desalinhamento da Taxa de Câmbio em relação à PPP (Índice Big Mac)
Suíça	6,63	+18,7%
Noruega	5,86	+5,0%
Estados Unidos	5,58	Moeda base
Brasil	4,54	-18,5%
Ucrânia	1,94	-65,2%
Rússia	1,65	-70,4%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do The Economist (2019)

Estimativas mais sofisticadas, que computam taxas de câmbio em PPP com base em cestas de consumo mais abrangentes, são calculadas periodicamente pelo *International Comparison Program* (ICP), do Banco Mundial, e dividindo-se as mesmas pelas taxas de câmbio nominais, é possível obter uma medida mais representativa do nível de preços dos países. Segundo a última rodada de 2011, o Egito era o país mais barato do mundo nesse

ano(27% dos preços dos EUA), enquanto a Suíça era o mais caro (163% dos EUA). Quanto ao Brasil, tal estimativa foi de 87,9% dos preços dos EUA em 2011.

Taxas de câmbio PPP são amplamente utilizadas nos debates e análises sobre desenvolvimento econômico, uma vez que medidas de PIB e PIB per capita ajustadas para essa estatística fornecem comparabilidade entre o poder de compra das populações de diferentes países – uma medida importante de bem-estar. Ademais, esse tema figura nas considerações sobre a competitividade das economias, uma vez que taxas de câmbio mais desvalorizadas tornam as exportações mais baratas nos mercados externos. Tal preocupação motivou as chamadas “guerras cambiais”, em que um país busca depreciar sua moeda com o propósito implícito de defender ou conquistar os mercados consumidores, vantagem esta é que perdida assim que outros países também respondem com desvalorizações.

Por outro lado, para além dos instrumentos de política monetária e cambial e das ondas de especulação nos mercados financeiros, existem fatores que podem afetar a taxa de câmbio e os níveis de preços de maneira mais duradoura, no médio e no longo prazo. A hipótese Balassa-Samuelson, por exemplo, postula que países mais ricos são sistematicamente mais caros do que países mais pobres, após convertidos os preços para uma moeda comum(BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964). O mecanismo de transmissão entre renda per capita e preços, por sua vez, seria a existência de um setor não comercializável – geralmente identificado com os serviços –,que não se submete à lei do preço único e que puxa os preços para cima à medida que o país se desenvolve¹.

Gelb e Diofasi (2016) buscaram estudar tais fatores por trás dos desvios em relação à PPP.Utilizando dados do ICP 2011, eles encontraram elevado grau de ajuste dos dados a uma relação quadrática entre o logaritmo dos preços – medidos como a razão entre a taxa de câmbio PPP e a taxa de câmbio nominal – e o logaritmo do PIB per capita nominal². Tal relação pode ser visualizada na figura 1, utilizando taxas PPP de consumo (painel a) e taxas PPP do PIB (painel b) – estas últimas disponíveis para uma amostra mais restrita.

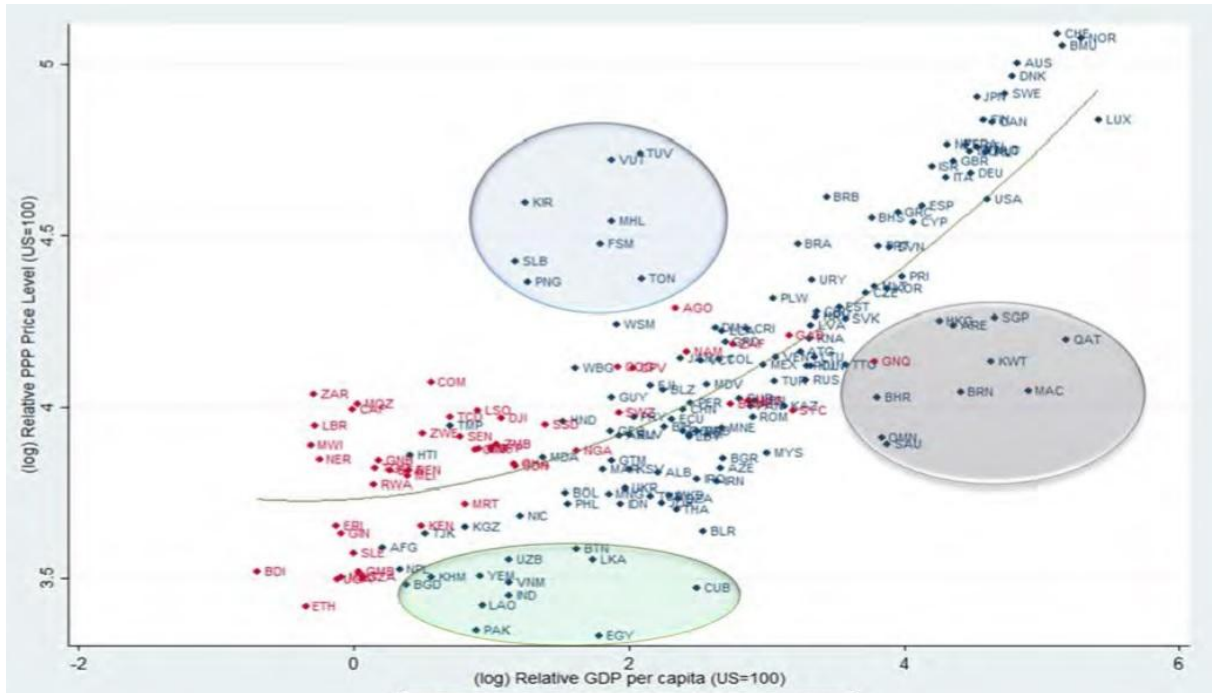
Gelb e Diofasi notaram, porém, algumas dificuldades para a hipótese Balassa-Samuelson, como o fato de boa parte do ajuste vir dos países mais ricos(para os quais a curva é mais inclinada), ou a existência de algumas aglomerações de observações atípicas (destacadas em cores na figura). Conforme será discutido na seção 3, tais autores conseguiram lidar em grande parte com esses *outliers* e gerar um melhor ajuste do modelo ao controlar

¹A especificação de um setor não comercializável por si só representa um rompimento com o pressuposto da PPP de ausência de barreiras ao comércio – embora isso continue sendo assumido para o setor comercializável. Para uma discussão detalhada do mecanismo de transmissão entre renda e preços, ver a seção 2.

² Os EUA foram fixados como país numérico para ambas as variáveis, como pode ser visualizado no gráfico.

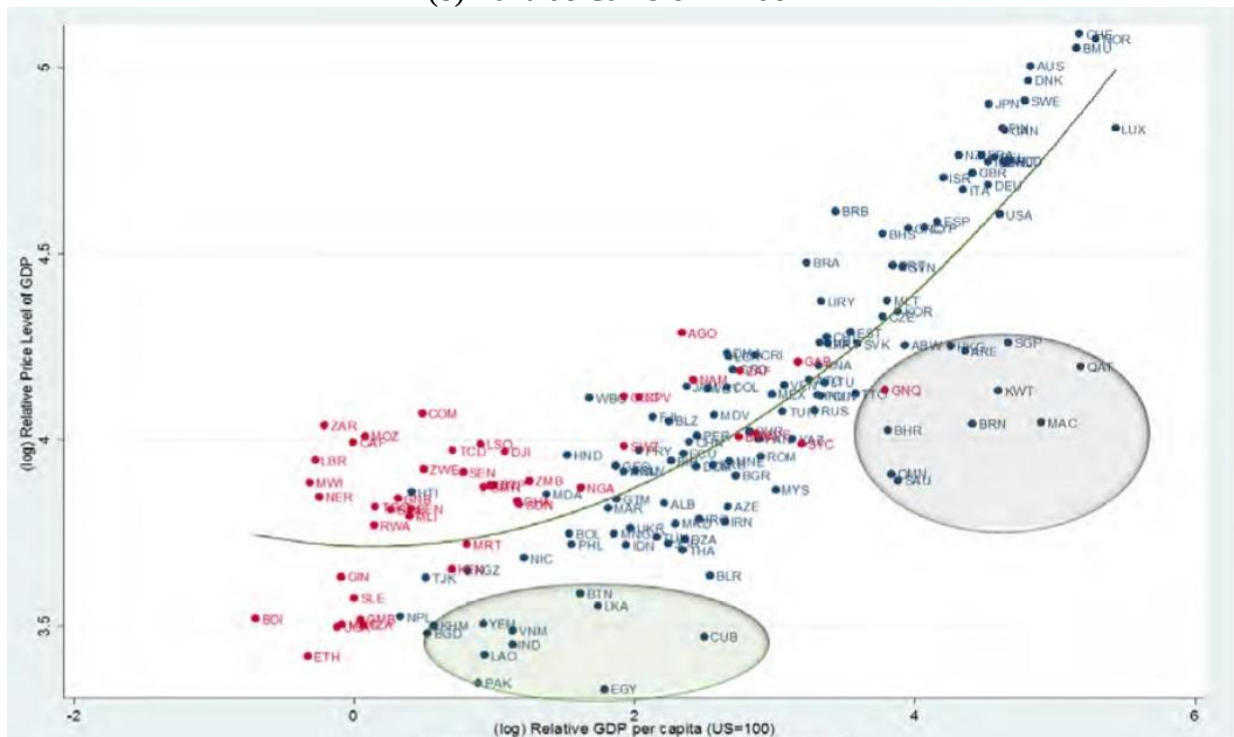
para alguns fatores, como subsídios ao setor de energia, economias de escala, qualidade institucional, déficits na conta de transações correntes, índice de GINI, entre outras.

Figura 1: Nível de Preços vs. PIB per capita
(a) Taxa de câmbio PPP do consumo



Fonte: Gelb e Diofasi (2016)

(b) Taxa de Câmbio PPP do PIB



Fonte: Gelb e Diofasi (2016)

A exceção foram os países africanos (em vermelho), que continuaram sistematicamente mais caros do que o previsto. Tal “prêmio de preços africano”, como será chamado aqui esse fenômeno, indica a possibilidade de que uma ou mais variáveis relevantes para o modelo do nível de preços possa ter sido omitida, e é na tentativa de resolver este problema que o presente trabalho se insere.

Gelb e Diofasi (2016) – assim como outros trabalhos da literatura (HASSAN, 2016; GRABOWSKI, 2015) – sugerem que um forte candidato para inclusão no modelo seria a produtividade agrícola, e o motivo seria a sua baixa comercialização na maioria dos países em desenvolvimento devido a altos custos de comércio para esse setor nesses países, conforme será discutido na seção 2. Se este fenômeno é verificado, então a agricultura deixa de se submeter à lei do preço único, havendo espaço para a redução (aumento) de seus preços por meio de sua elevação (redução) de sua produtividade, razão suficiente para que essa variável seja incluída nas estimações do presente trabalho.

Du, Wei e Xie (2013), por sua vez, apontaram para o papel dos custos de comércio, que oneram as importações e oferecem proteção para os setores domésticos contra a competição internacional, abrindo espaço para mais desvios em relação à lei do preço único e à hipótese Balassa-Samuelson. Tais custos podem se dar tanto na forma de barreiras tarifárias e não tarifárias quanto na forma de maiores custos de transporte devido a uma infraestrutura precária. Enquanto esses autores analisaram o efeito destas últimas, a medida de custos de comércio aqui utilizada engloba tanto as barreiras legais quanto físicas (NOVY, 2013).

Tendo em vista toda a discussão acima, o presente trabalho buscou realizar regressões de corte transversal para o nível de preços no ano de 2011, tendo a produtividade agrícola e os custos de comércio como variáveis explicativas. Seus efeitos sobre os preços foram estimados e interpretados na presença de diferentes variáveis de controle, e o desenho de corte transversal foi escolhido devido à disponibilidade de dados para algumas variáveis.

O presente trabalho contém, além desta introdução, mais quatro seções. Na próxima seção, será discutida do ponto de vista teórico a hipótese Balassa-Samuelson, assim como as duas variáveis de interesse do estudo e a sua relação com o nível de preços. Na terceira seção, as equações a serem estimadas são descritas, as variáveis de controle são justificadas, as fontes dos dados são enumeradas, e a estatística descritiva dos dados é apresentada. Na quarta seção, os resultados da estimação são expostos e discutidos. Uma quinta seção, por fim, conclui o trabalho.

2 ASPECTOS TEÓRICOS

2.1 A HIPÓTESE BALASSA-SAMUELSON

2.1.1 O Modelo Tradicional

Conforme exposto na introdução, a hipótese Balassa-Samuelson foi criada para explicar desvios de longo prazo em relação à teoria da paridade do poder compra, ou mais especificamente, a existência de uma relação positiva entre o nível de preços e a renda per capita de um país. O mecanismo de transmissão entre renda e preços, por sua vez, seria o diferencial acumulado de produtividade entre o setor de bens comercializáveis e o de bens não comercializáveis (BALASSA, 1964; SAMUELSON, 1964).

A intuição por trás de tal hipótese é a de que, uma vez que as firmas do setor comercializável conseguem ter grandes ganhos de produtividade, os salários dos trabalhadores dessas firmas podem aumentar concomitantemente, sem ser necessário, no entanto, elevar os preços dos produtos vendidos no mercado para preservar as margens de lucro. Ademais, os preços dos bens produzidos por esse setor permaneceriam deprimidos pela concorrência internacional, ou seja, submeter-se-iam à lei do preço único.

Já no setor não comercializável, geralmente identificado com os serviços³, a natureza da produção em muitos casos (cortes de cabelo, teatro, varejo, etc.) exigiria uma maior intensidade em trabalho e ao mesmo tempo limitaria o escopo para ganhos de produtividade (BAUMOL et al, 1993). Uma vez que os salários do setor exportador aumentam, o setor não comercializável se vê obrigado a também aumentar os salários oferecidos a seus próprios trabalhadores, a fim de não perdê-los para o outro setor. Entretanto, os aumentos de salário do setor não comercializável, por terem de ser acima dos ganhos de produtividade de seus trabalhadores, acabam sendo repassados para o consumidor na forma de preços mais altos – o que pode ser feito sem perda de mercado para a concorrência externa, já que o setor é fechado ao comércio.

Uma vez, então, que os níveis de produtividade no setor comercializável estão correlacionados com um maior PIB per capita, completa-se o ciclo da teoria que aponta para

³É necessário reconhecer, entretanto, que com a melhoria da qualidade e a queda dos custos nas telecomunicações, aliado à crescente inclusão dos setores de serviços em acordos de livre comércio, o comércio internacional de serviços tem crescido, como no caso dos softwares, dos call centers e da terceirização de processos de negócios (*business process outsourcing*). Tal padrão, entretanto, não se aplica a todos os subsetores de serviços, e o setor como um todo continue sendo mais orientado para o setor doméstico do que os demais. Por fim, a disponibilidade de dados para o comércio de serviços é mais escassa e menos confiável para os países em desenvolvimento.

preços mais altos em países mais ricos⁴ – isso mesmo antes de incluir a hipótese empiricamente plausível de que cidadãos de países mais ricos demandam relativamente mais desses caros serviços em suas cestas de consumo.

A fim de elucidar todo esse mecanismo de transmissão entre renda e preços, será útil a formalização rigorosa do modelo, que não estava presente nos trabalhos originais. Aqui será utilizada, portanto, a versão de Hassan (2016), dentro de uma estrutura de equilíbrio geral. Considere uma economia pequena e aberta que produz dois bens: comercializável (T) e não comercializável (NT). A produção em ambos os setores segue uma função Cobb-Douglas com retornos constantes de escala para trabalho (L_i^t) e capital (K_i^t):

$$Y_T^t = A_T^t (L_T^t)^\alpha (K_T^t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$Y_{NT}^t = A_{NT}^t (L_{NT}^t)^\beta (K_{NT}^t)^{1-\beta} \quad (2)$$

Em que A_i^t é a produtividade total de fatores para o setor i no tempo t , enquanto α e β são as proporções da renda auferidas pelo trabalho em cada setor. Os subscritos de tempo serão suprimidos daqui pra frente para simplificação. Admita concorrência perfeita em ambos os setores, livre mobilidade de capital a nível doméstico e internacional (a taxa de juros r é a mesma para todos os países), livre mobilidade de trabalho entre os dois setores domésticos (o salário w em um dado país é o mesmo para ambos os setores), e que a lei do preço único vale para o bem comercializável. É possível, então, pelo problema de maximização das firmas, derivar as seguintes condições de primeira ordem:

$$P_T A_T \alpha L_T^{\alpha-1} K_T^{1-\alpha} = w \quad (3)$$

$$P_{NT} A_{NT} \beta L_{NT}^{\beta-1} K_{NT}^{1-\beta} = w \quad (4)$$

$$P_T A_T (1 - \alpha) L_T^\alpha K_T^{-\alpha} = r \quad (5)$$

$$P_{NT} A_{NT} (1 - \beta) L_{NT}^\beta K_{NT}^{-\beta} = r \quad (6)$$

Para poder focar exclusivamente nas implicações das diferentes taxas de crescimento da produtividade entre os setores, considere as proporções de fatores α e β como sendo iguais entre si. Dividindo-se a equação (3) pela (4), chega-se à seguinte expressão:

$$\frac{P_{NT}}{P_T} = \frac{A_T}{A_{NT}} \left(\frac{L_T}{L_{NT}} \right)^{\alpha-1} \left(\frac{K_T}{K_{NT}} \right)^{1-\alpha} \quad (7)$$

⁴ Herrendorf e Valentinyi (2012, p. 2), por exemplo, encontraram que o setor comercializável apresenta uma diferença de produtividade entre países ricos e pobres consideravelmente maior do que o setor não comercializável.

Utilizando, então, as condições de eficiência estática do equilíbrio geral, prova-se que $L_T = L_{NT}$ e $K_T = K_{NT}$, e a equação acima dá lugar a uma expressão para os preços relativos como função da produtividade relativa dos dois setores:

$$\frac{P_{NT}}{P_T} = \frac{A_T}{A_{NT}} \quad (8)$$

É necessário ressaltar que a equação (8) foi derivada levando-se em conta somente o lado da produção, gerando importantes conclusões sobre a relação entre os preços dos dois bens. Se desejarmos, porém, desenvolver uma intuição do que acontece com o nível geral de preços das economias, é necessário introduzir o lado da demanda, a fim de montar um índice de preços ao consumidor que reflita a cesta de consumo, conforme será feito abaixo.

Considere que o consumidor representativo possui uma função de utilidade Cobb-Douglas:

$$U(C_T, C_{NT}) = C_T^{\gamma_T} C_{NT}^{\gamma_{NT}} \quad (9)$$

Onde γ_T e γ_{NT} são, respectivamente, a proporção da renda gasta com o bem comercializável e com o bem não comercializável. A partir dessa função de utilidade, é possível montar um índice de preços Cobb-Douglas que, em sua forma logarítmica, pode ser escrito como:

$$\log P = \gamma_T \log P_T + \gamma_{NT} \log P_{NT} \quad (10)$$

Considerando que $P_T = 1$ para todas as economias (lei do preço único), o primeiro termo do lado direito desaparece, fazendo com que as diferenças de preços entre os países sejam explicadas unicamente pelos preços dos bens não comercializáveis. Usando (8) em (10), portanto, teremos:

$$\log P = \gamma_{NT} [\log A_T - \log A_{NT}] \quad (11)$$

Percebe-se pela equação (11) que há mais de um canal segundo o qual os preços de uma economia podem se elevar concomitantemente à renda: pelo aumento da produtividade relativa do setor comercializável, ou mediante o aumento de γ_{NT} , a fração da renda gasta com os bens do setor não comercializável. Dessa forma, se o pressuposto de que A_T cresce a uma

taxa superior a A_{NT} é respeitado, para um γ_{NT} constante, os países se tornarão necessariamente mais caros à medida que se tornam mais ricos.

Se, por outro lado, substituirmos a função de utilidade Cobb-Douglas em (9) por uma função de utilidade Stone-Geary com consumo de subsistência dentro do setor comercializável, obteremos o mesmo índice de preços de (11), mas com um γ_{NT} que cresce com a renda per capita do país, reforçando ainda mais a hipótese Balassa-Samuelson. Caso β seja maior do que α – conforme a teoria aponta (BAUMOL, 1993) –, Froot e Rogoff (1995) provaram que a hipótese também será reforçada.

2.1.2A Hipótese Balassa-Samuelson com Setor Agrícola não Comercializável

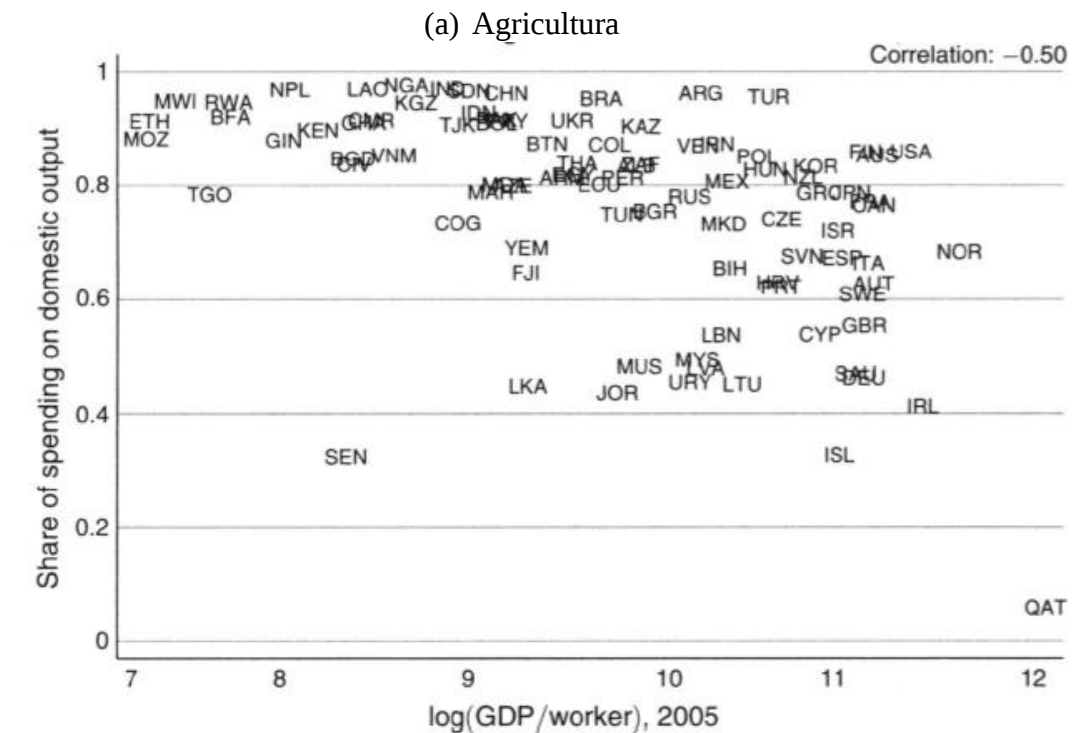
A despeito de a hipótese Balassa-Samuelson ter inspirado uma série de estudos empíricos desde os anos 60, foram necessárias décadas para que um padrão contraintuitivo nos dados fosse percebido: a relação entre renda per capita e preços é, em realidade, negativa para os países mais pobres da amostra. Hassan (2016) demonstrou que esse padrão se mantém até um ponto de inflexão na curva, que torna a relação positiva⁵.

Em vez de refutar a hipótese Balassa-Samuelson, porém, Hassan (2016) buscou modificar o modelo original, de modo que o mesmo pudesse ser conciliado com a nova descoberta. Basicamente, a economia foi dividida em três setores: agricultura (a), manufatura (m) e serviços (s), considerando a manufatura como um setor comercializável e agricultura e serviços como setores não comercializáveis.

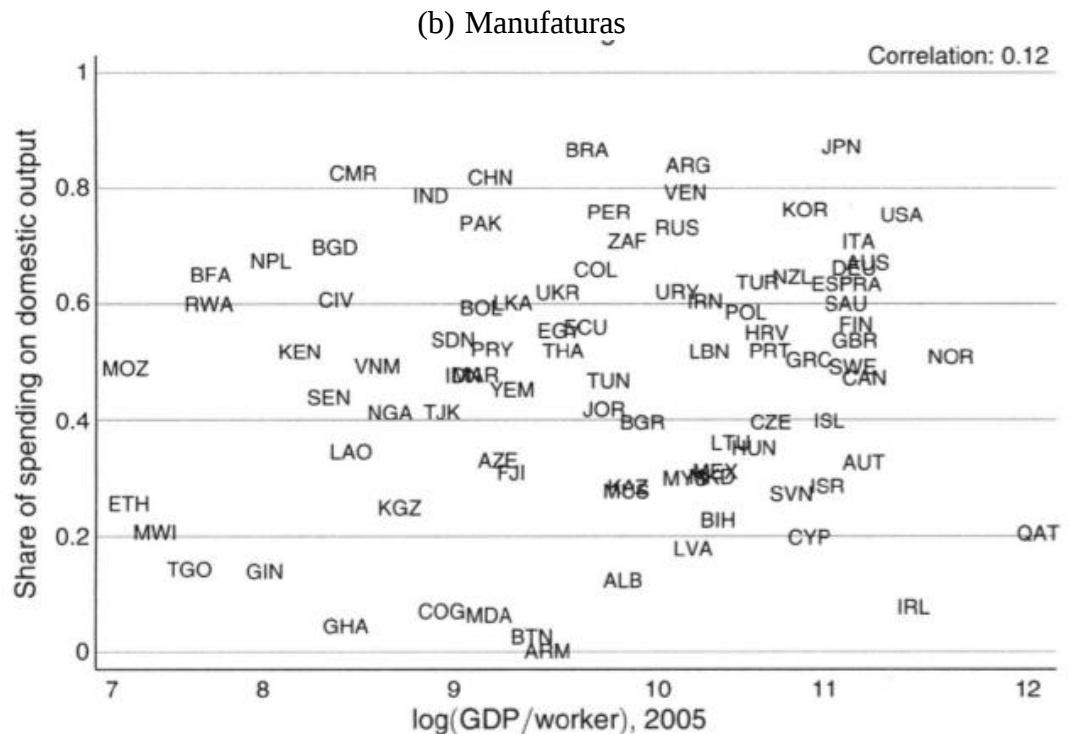
Embora em um primeiro momento tal classificação possa parecer contraintuitiva para a agricultura, Hassan justifica tal pressuposto com base em alguns padrões empíricos encontrados por Tombe (2015). Nos países em desenvolvimento, por exemplo, em média mais de 90% do consumo de produtos agrícolas é suprido pela produção doméstica (figura 2, painel a), a despeito da baixíssima produtividade desse setor em muitos desses países. Para países ricos, a média é de 60%, com variações de 20 a 80%. Quanto ao setor manufatureiro, porém, existe pouca ou nenhuma relação entre a fração gasta com importações e o nível de renda do país (figura 2, painel b), o que justificaria a escolha de mantê-lo classificado como um setor comercializável.

⁵Tal ponto de inflexão corresponde a um PIB per capita PPP de 2643 dólares, para dados do ICP de 2011.

Figura 2 – Fração da despesa de consumo direcionada à produção doméstica vs. PIB por trabalhador, por setores.



Fonte: Tombe (2015)



Fonte: Tombe (2015)

Tombe (2015) argumenta que a combinação de baixa produtividade com baixas importações no setor agrícola de grande parte dos países em desenvolvimento poderia ser explicada pela existência de custos de comércio muito elevados nessas economias. Segundo suas estimativas, por exemplo, nos países mais pobres, o custo de atrasos na importação devido a barreiras não tarifárias seria aproximadamente de 400% para bens agrícolas – que são, em geral, mais perecíveis –, enquanto para as manufaturas a estimativa é da ordem de 200%. Para países ricos, por outro lado, os custos são de 25% para agricultura e 15 a 20% para manufaturas. (TOMBE, 2015, p. 8).

Todos esses padrões na produção e no comércio agrícola coexistem, por outro lado, com o fato de que muitos países em desenvolvimento são agroexportadores. Segundo Grabowski (2015), isso pode ser explicado pelo caráter dual no setor agrícola da maioria dos países em desenvolvimento. De um lado, há um setor exportador “moderno”, marcado por culturas voltadas para o lucro (“*cash crops*”). De outro, há um setor de subsistência “tradicional”, no qual culturas alimentares básicas (“*staple food crops*”) são desenvolvidas em um grande número de pequenas propriedades para alimentar os produtores e/ou o seu gado, sendo o excedente – quando existente – vendido localmente, em vez de exportado.

Gollin, Parente e Rogerson (2007), por sua vez, validaram a visão de um setor agrícola semifechado com dados da FAO, mostrando que, no ano de 2000, 70% da terra arável em 159 países em desenvolvimento era dedicada à produção de culturas alimentares básicas e, à exceção de alguns poucos países, toda – ou quase toda – a produção resultante era destinada ao consumo doméstico.

Entretanto, embora tal distinção entre um setor moderno e outro tradicional seja útil para explicar tal natureza semifechada do setor agrícola nos países em desenvolvimento, devido à complexidade de se lidar com dados agrícolas desagregados, esse setor será modelado aqui como um só, sem fazer referência à dualidade referida acima. Ademais, apesar de os dados aqui discutidos indicarem que o pressuposto de um setor agrícola fechado não é adequado para todos os grupos de países, essa faceta do modelo permite a previsão de uma relação negativa entre preços e renda nos quantis mais baixos de PIB per capita, assim como a inflexão para uma relação positiva após certo nível de renda:

A intuição é que, quando um país é pobre e começa a se desenvolver, o crescimento de sua produtividade concentra-se principalmente no setor agrícola. Como em estágios iniciais de desenvolvimento a agricultura é primordialmente não comercializada e representa uma grande porção da cesta de consumo, esse

crescimento de produtividade reduz o preço relativo dos bens agrícolas e, portanto, do nível geral de preços. Após certo nível de desenvolvimento, o papel da agricultura se torna negligenciável e o nível geral de preços passa a ser governado pelo aumento da produtividade relativa do setor manufatureiro em relação aos serviços, segundo a hipótese clássica de Balassa-Samuelson.(HASSAN, 2016, p. 292, tradução nossa).

Tendo em mente toda essa discussão, será apresentada agora a formalização do modelo de Hassan (2016), partindo de uma estrutura muito semelhante à hipótese Balassa-Samuelson clássica. Define-se, então, uma função de utilidade Cobb-Douglas para os setores da agricultura (a), manufatura (m) e serviços (s), assim como o seu respectivo índice de preços:

$$U(C_a, C_m, C_s) = C_a^{\gamma_a} C_m^{\gamma_m} C_s^{\gamma_s} \quad (12)$$

$$\log P = \gamma_a \log P_a + \gamma_m \log P_m + \gamma_s \log P_s \quad (13)$$

Em que γ_i é a fração da renda gasta com os bens do setor i ($i = a, m, s$). Novamente considerando-se o setor manufatureiro como o numerário ($P_m = 1$), a equação (13) transforma-se em (14), na qual P_a e P_s são os preços relativos a esse numerário:

$$\log P = \gamma_a \log P_a + \gamma_s \log P_s \quad (14)$$

Após resolver para tais preços setoriais utilizando as condições de eficiência estática do modelo, os mesmos são substituídos em (14) para obter:

$$\log P = \gamma_a [\log A_m - \log A_a] + \gamma_s [\log A_m - \log A_s] \quad (15)$$

Nota-se que a equação (11) está contida em (15). Assim como no modelo tradicional, o setor manufatureiro submete-se à lei do preço único, e assume-se mais uma vez que a produtividade do setor de serviços A_s cresce a uma taxa menor do que a produtividade do setor manufatureiro A_m . A novidade agora é que há outro setor além do de serviços que não se submete à lei do preço único – a agricultura –, mas que não sofre das mesmas limitações quanto aos possíveis ganhos de produtividade. Dessa maneira, se for possível ter uma produtividade A_a que cresce mais rápido do que a produtividade A_m , há dentro do modelo um potencial deflacionário a partir de aumentos da produtividade agrícola, tudo mais mantido constante.

2.2 OS CUSTOS DE COMÉRCIO

Embora tenha grande valor heurístico, a hipótese Balassa-Samuelson é desenvolvida a partir de algumas simplificações da realidade, como os pressupostos listados na seção 2.1. Poder-se-ia argumentar, entretanto, que simplificações são inerentes a todo processo de modelagem teórica, e que são justamente essas simplificações que possibilitam identificar e interpretar relações claras em meio a uma realidade complexa. De qualquer maneira, quebrar alguns pressupostos e tentar avaliar as consequências disso para os resultados costuma ser um esforço válido.

Nos modelos apresentados acima, os setores comercializáveis apresentam custos de comércio nulos – submetendo-se à lei do preço único –, enquanto os setores não comercializáveis apresentam custos de comércio infinitos, ou pelo menos proibitivos. No presente trabalho, a quebra desse pressuposto será realizada por meio da inclusão no modelo econométrico de uma medida empírica dos custos de comércio internacional para os setores agrícola e manufatureiro, assumindo valores intermediários entre esses dois extremos⁶. Com isso, os níveis de preços entre os países podem variar não somente no setor não comercializável (serviços), mas também no setor comercializado (agricultura e manufatura), cujos bens deixam de se submeter à lei do preço único, devido às limitações impostas aos seus fluxos além das fronteiras nacionais.

Limao e Venables (2001), Du, Wei e Xie (2013) e Looi Kee, Nicita e Olarreaga (2009), por exemplo, encontraram que os custos de comércio são consideravelmente mais elevados em países em desenvolvimento – os dois primeiros analisaram o impacto dos déficits de infraestrutura, enquanto o último analisou barreiras tarifárias e não tarifárias. Head e Ries (2001) e Novy (2013), por outro lado, derivaram uma medida implícita de custos de comércio a partir de modelos gravitacionais, abrangendo todos os aspectos que tornam o comércio internacional mais custoso frente ao comércio interno. Devido a essa maior abrangência, esta será a medida utilizada no presente trabalho. Antes de derivá-la, porém, cabem alguns esclarecimentos teóricos.

Em primeiro lugar, modelos gravitacionais de comércio internacional são – como o próprio nome indica – modelos que buscam trazer a lógica do modelo gravitacional de Isaac Newton da física para as transações comerciais entre países. No modelo de Newton, a força de

⁶ Aqui, o setor de serviços continuará sendo tratado como proxy para o setor não comercializável, e a hipótese Balassa-Samuelson tradicional continuará sendo válida, a despeito dos desvios introduzidos e captados pelos custos de comércio dos dois outros setores.

atração gravitacional entre dois corpos é diretamente proporcional à razão entre o produto de suas massas e a distância entre eles. Trazendo para o contexto da economia, a versão mais simples do modelo gravitacional assume que inexistem custos ao comércio internacional, fazendo com que as transações entre dois países i e j dependam apenas do tamanho de suas economias relativamente à economia mundial (FEENSTRA, 2015).

Dessa maneira, assuma que: (a) as preferências são homotéticas e idênticas entre todos os países; (b) os bens comercializáveis fazem parte de um contínuo de bens $z \in [0,1]$ com elasticidade de substituição constante entre si e igual a σ ; (c) cada país se especializa em pelo menos um produto. Será possível, então, chegar aos seguintes modelos gravitacionais:

$$X_{ij} = \frac{Y_i E_j}{Y} \quad (16)$$

$$X_{ji} = \frac{Y_j E_i}{Y} \quad (17)$$

Em que X_{ij} representa o valor das exportações de i para j e X_{ji} o valor das exportações de j para i ; Y_i é a produção total no país i ; Y é a produção mundial; E_j representa a despesa total no país j . Caso os custos de comércio entre os países passem a ser não nulos, porém, faz-se necessário incluí-los no modelo, à semelhança da distância no modelo newtoniano. Os custos de comércio não se resumem, porém, à distância, sendo influenciados também pelo tipo de transporte entre os dois países – terrestre, aéreo, marítimo –, pelas barreiras tarifárias e não tarifárias, pelas barreiras linguísticas e culturais, dentre vários outros fatores que dificultam as transações além das fronteiras nacionais.

Por outro lado, segundo Anderson e Van Wincoop (2003), a estrutura de equilíbrio geral do modelo faz com que seja necessário incluir não apenas tais custos bilaterais, mas também os custos de comércio dos países i e j com todos os demais países do mundo – o que tais autores chamam de índices de resistência multilateral. Utilizando-se a hipótese de que os custos de comércio bilateral são simétricos para cada par de países – exportar de i para j tem o mesmo custo de exportar de j para i –, é possível chegar ao seguinte modelo gravitacional:

$$X_{ij} = \frac{Y_i E_j}{Y} \left(\frac{\tau_{ij}}{\prod_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (18)$$

$$X_{ji} = \frac{Y_j E_i}{Y} \left(\frac{\tau_{ji}}{\prod_j P_i} \right)^{1-\sigma} \quad (19)$$

$$\Pi_i^{1-\sigma} = \sum_{j=1}^N \left(\frac{\tau_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \frac{E_j}{Y} \quad (20)$$

$$P_i^{1-\sigma} = \sum_{j=1}^N \left(\frac{\tau_{ij}}{\Pi_i} \right)^{1-\sigma} \frac{Y_j}{Y} \quad (21)$$

Em que τ_{ij} representa custos de comércio “iceberg”⁷ para exportar de i para j e Π_i e P_j são os índices de resistência multilateral para exportação por i e importação por j , respectivamente. Devido à complexidade de se estimar simultaneamente τ_{ij} e os índices de resistência multilateral, uma abordagem comum é a de controlar para estes últimos por meio de efeitos fixos para importador e exportador (ANDERSON e WINCOOP, 2003).

Com a estratégia de estimação acima, porém, ainda é necessário especificar explicitamente os componentes dos custos de comércio bilateral, que englobam, como já mencionado acima, desde barreiras físicas e legais até barreiras linguísticas e culturais. Existe, porém, uma maneira de estimar o valor total dos custos de comércio de maneira implícita e sem necessidade de efeitos fixos, utilizando somente alguns dados sobre os fluxos comerciais e a produção. Tal medida foi derivada primeiro por Head e Ries (2001), tendo sido generalizada para os principais tipos de modelos gravitacionais por Novy (2013).

Para derivar tal medida, consideram-se novamente as equações em (18) e (19), derivando-se suas versões para o comércio intranacional (bens produzidos e consumidos no próprio país):

$$X_{ii} = \frac{Y_i E_i}{Y} \left(\frac{\tau_{ii}}{\Pi_i P_i} \right)^{1-\sigma} \quad (22)$$

$$X_{jj} = \frac{Y_j E_j}{Y} \left(\frac{\tau_{jj}}{\Pi_j P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (23)$$

Agora, multiplicam-se as equações (18) e (19) entre si, depois o mesmo é feito entre as equações de (22) e (23), a fim de obter as seguintes expressões:

$$X_{ij} X_{ji} = \frac{Y_i E_j}{Y} \frac{Y_j E_i}{Y} \left(\frac{\tau_{ij} \tau_{ji}}{\Pi_i P_j \Pi_j P_i} \right)^{1-\sigma} \quad (24)$$

$$X_{ii} X_{jj} = \frac{Y_i E_i}{Y} \frac{Y_j E_j}{Y} \left(\frac{\tau_{ii} \tau_{jj}}{\Pi_i P_i \Pi_j P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (25)$$

⁷Um custo de iceberg de 1,5, por exemplo, diz que é necessário enviar 1,5 bens do país i até o país j para que um consumidor deste último país possa consumir uma unidade de tal bem – como se parte dele “derretesse” no caminho. Na prática, esse recurso teórico é uma maneira de medir os custos de comércio enquanto porcentagem do preço de produção dos bens.

Dividindo-se (24) por (25), por sua vez, faz com que os índices de resistência multilateral sejam cancelados:

$$\frac{\tau_{ij} \tau_{ji}}{\tau_{ii} \tau_{jj}} = \left(\frac{X_{ij} X_{ji}}{X_{ii} X_{jj}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (26)$$

Como os custos de comércio foram supostos simétricos, pode-se tomar a média geométrica de ambos os lados em (26), e subtraindo-se uma unidade, transformam-se os custos de iceberg em custos equivalentes ad valorem:

$$t_{ij} = t_{ji} = \left(\frac{\tau_{ij} \tau_{ji}}{\tau_{ii} \tau_{jj}} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = \left(\frac{X_{ii} X_{jj}}{X_{ij} X_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (27)$$

A medida acima, portanto, mede os custos de comércio entre dois países relativamente ao comércio dentro de suas fronteiras. Se tais custos se reduzem, espera-se que o consumo da produção doméstica (X_{ii} e X_{jj}) diminua em favor dos fluxos entre os dois países (X_{ij} e X_{ji}). Arvis et al (2013), por sua vez, propuseram uma maneira de agregar tais custos de comércio bilateral em uma única medida, de tal maneira que seja possível avaliar o grau de abertura ou fechamento de uma economia com o resto do mundo.

Tal medida agregadora ($\bar{t}_i$) corresponde a uma medida de custos de comércio bilateral que, caso fosse igual para todos os parceiros, reproduziria da melhor maneira possível o volume total de comércio observado para o país em questão. Para obtê-la, rearranje a equação (27) e considere que $X'_{ij} = X'_{ji} = (X_{ij} X_{ji})^{\frac{1}{2}}$:

$$1 + t_{ij} = \left(\frac{X_{ii} X_{jj}}{X_{ij} X_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} \quad (28)$$

$$1 + t_{ij} = \left(\frac{(X_{ii} X_{jj})^{\frac{1}{2}}}{X'_{ij}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} \quad '(28)$$

$$X'_{ij} = (X_{ii} X_{jj})^{\frac{1}{2}} (1 + t_{ij})^{1-\sigma} \quad "(28)$$

Em seguida, realize o somatório de (28)'' definida para todos os parceiros comerciais do país i, e substitua t_{ij} por $\bar{t}_i$:

$$\sum_{i \neq j} X'_{ij} = \sum_{j \neq i} (1 + \bar{t}_i)^{1-\sigma} (X_{ii} X_{jj})^{\frac{1}{2}} \quad (29)$$

Resolvendo para $\bar{t}_i$, temos:

$$\bar{t}_i = \left(\frac{\sum_{i \neq j} X'_{ij}}{X_{ii}^{\frac{1}{2}} \sum_{j \neq i} X_{jj}^{\frac{1}{2}}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (30)$$

Ou:

$$\bar{t}_i = \left(\frac{\sum_{i \neq j} (X_{ij} X_{ji})^{\frac{1}{2}}}{X_{ii}^{\frac{1}{2}} \sum_{j \neq i} X_{jj}^{\frac{1}{2}}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (30)$$

Segundo Arvis et al (2013), $\bar{t}_i$ representa uma agregação dos custos bilaterais que é consistente com o modelo gravitacional do qual ela é derivada. Uma medida alternativa como a média dos custos bilaterais ponderados pela “fatia” do comércio correspondente a cada parceiro comercial, por exemplo, subestima casos em que tais custos bilaterais são altos, uma vez que os mesmos geram baixos fluxos comerciais e, portanto, baixos pesos de ponderação.

3 METODOLOGIA

3.1 MODELO ECONOMETRICO

A fim de investigar o efeito médio da produtividade do setor agrícola (TFP_A) sobre o nível de preços, foram idealizadas três regressões, seguindo a fórmula básica abaixo:

$$\log(preços) = \beta \gamma_A \log(TFP_A) + \theta X + \varepsilon \quad (31)$$

Em que a variável $\log(TFP_A)$ está interagida com outra variável: a fração da despesa de consumo nacional direcionada ao setor agrícola (γ_A). A justificativa para essa interação vem das discussões teóricas⁸ que culminaram na equação (15). Note que o termo $\gamma_A \log(TFP_A)$ poderia ser reescrito como $\log(TFP_A^{\gamma_A})$, significando que β é a elasticidade dos preços em relação ao termo $TFP_A^{\gamma_A}$.

A matriz X , por sua vez, contém as variáveis de controle⁹, que serão discutidas na seção 3.2. A amostra com dados completos para todas as variáveis em (31) contém um total de 101 países (listados no apêndice B), sendo tal amostra utilizada em todas as três regressões com produtividade agrícola, a fim de tornar as estimações comparáveis. O que diferenciara as regressões entre si serão as variáveis de controle contidas na matriz X :

- a) Controles 1: $\log(\text{PIB per capita}) + \log(\text{PIB per capita})^2 + \text{subsídios} + \text{estoque de imigrantes internacionais}$
- b) Controles 2: Controles 1 + $\log(\text{densidade populacional}) + \log(\text{PIB PPP}) + \text{índice de liberdade econômica} + \text{índice de Gini}$
- c) Controles 3: Controles 2 + termos de troca

Para mensurar os efeitos dos custos de comércio sobre os preços, também são realizadas três regressões que seguem uma fórmula básica:

$$\log(preços) = \beta \text{trade costs} + \theta X + \varepsilon \quad (32)$$

Em que β multiplicado por 100 é a semielasticidade do nível de preços em relação aos custos de comércio, e X contém as mesmas variáveis de controle utilizadas em (31). A

⁸ Ademais, especificações alternativas, como a inclusão da produtividade agrícola de maneira isolada, não renderam coeficientes significantes.

⁹ Todas as variáveis de controle foram retiradas do estudo de Gelb e Diofasi (2016), à exceção da liberdade econômica (contribuição original deste trabalho), e dos termos de troca (DE GREGORIO e WOLF, 1994).

amostra completa contém aqui 123 países, listados no Apêndice C. Por fim, uma última regressão é realizada juntando as duas variáveis de interesse, na presença das variáveis de controle do terceiro grupo, devido à grande possibilidade de elas estarem relacionadas.

Todas as regressões são estimadas utilizando-se mínimos quadrados ordinários (MQO) para o ano de 2011. Foi preferido um corte transversal a um painel de países, devido à baixa disponibilidade de dados para algumas variáveis em diferentes anos. Taxas de câmbio PPP para o setor alimentício, por exemplo, foram calculadas pelo ICP em 2005 e 2011 no século XX, mas há diferenças metodológicas entre essas duas rodadas de coleta de dados que inviabilizaria a montagem de um painel para esses dois anos, por exemplo (GELB e DIOFASI, 2016).

Por fim, qualquer tentativa de estimar os efeitos das variáveis explicativas sobre a variável dependente de maneira não viesada requer considerações sobre problemas de endogeneidade – covariância entre os regressores e o erro diferente de 0 – no modelo. De acordo com Wooldridge (2016), há três possíveis causas de endogeneidade em um modelo econométrico: viés da variável relevante omitida, causalidade reversa ou simultânea, e erros de mensuração nas variáveis independentes.

O viés da variável omitida sobre os coeficientes estimados é um problema bastante comum, ocorrendo quando existem variáveis não incluídas no modelo, mas que têm relação tanto com a variável dependente (nível de preços) quanto com as variáveis explicativas de interesse (produtividade agrícola e custos de comércio). Para resolver esse problema, recomenda-se a inclusão dessas variáveis – ou de proxies para elas – no modelo como variáveis de controle. A identificação das mesmas, por sua vez, costuma ser feita com o auxílio de discussões teóricas e da observação de padrões nos dados.

A causalidade reversa (ou simultânea), por sua vez, ocorre quando a variável explicada tem efeito sobre as variáveis independentes, e o saneamento desse problema também costuma passar pelas discussões da teoria, assim como pela utilização de variáveis instrumentais. Tendo tais considerações em mente, parte-se agora para a discussão das variáveis incluídas. Todos os dados utilizados são para o ano de 2011 – ano da rodada mais recente do ICP –, salvo em indicação contrária.

3.2 VARIÁVEIS E DADOS DO MODELO

3.2.1 Nível de Preços e PIB per capita

A hipótese Balassa-Samuelson inspirou uma série de trabalhos empíricos nas últimas décadas. O primeiro teste de tal teoria está no artigo original de Balassa (1964), uma regressão para um corte transversal (*cross-section*) de 12 países desenvolvidos. Nesse estudo, Balassa escolheu como variável dependente a razão entre a taxa de câmbio PPP e a taxa de câmbio nominal – um proxy para o nível de preços –, enquanto a variável independente foi o PNB per capita – um proxy para o diferencial de produtividade entre os setores comercializável e não comercializável.

Com o tempo, os estudos dessa área de pesquisa – especialmente os de séries temporais – passaram a introduzir proxies mais específicas para as variáveis do modelo, como a razão entre os preços dos dois setores para a variável dependente e a razão entre as produtividades dos mesmos como variável independente (TICA; DRUŽIĆ, 2006). Por outro lado, a baixa disponibilidade de dados para países em desenvolvimento fez com que a maioria dos estudos de cortes transversal tenha guardado semelhança com a forma original do teste de Balassa¹⁰, e o presente trabalho não constitui exceção.

Existem, entretanto, evidências de que tais estudos, ao assumirem uma relação linear para a regressão entre o nível de preços e PIB per capita – ou entre os logaritmos deles –, podem haver cometido um erro de especificação. Bergin, Glick e Taylor (2004), por exemplo, realizaram e compararam regressões de corte transversal para períodos separados por intervalos de cinco anos, para todo o período de 1950 a 1995. Tais autores perceberam que o coeficiente do PIB per capita em relação aos preços aumentou gradualmente, tendo aproximadamente quadruplicado ao longo desses 45 anos, e que o mesmo somente apresentou significância estatística da década de 70 em diante. Com este resultado, tais autores concluíram que o efeito Balassa-Samuelson somente aparece no longo prazo, e que ele vai se tornando mais forte à medida que a elevação da produtividade aumenta a quantidade de setores que são comercializados (comercialização endógena).

Outra possível interpretação para esse resultado, porém, é a de que a relação entre preços e PIB per capita é essencialmente não linear. Uma análise da equação (11) parece apontar nessa direção: se A_T costuma crescer a taxas percentuais superiores a ΔA_{NT} , e se γ_{NT} se eleva juntamente com o PIB per capita, então o nível de preços crescerá a taxas crescentes, à medida que a renda per capita do país aumenta. O mesmo pode ser constatado ao se observar o

¹⁰Segundo Tica e Družić (2006), algumas diferenças importantes são utilização do PIB per capita no lugar de PNB per capita, ou o fato de tanto os preços quanto o PIB per capita serem definidos em relação a um país numérico, geralmente os EUA. Esta também é a abordagem aqui utilizada.

gráfico de dispersão da figura 1, em que a inclinação da curva é maior entre os países mais desenvolvidos.

Como se sabe, o modelo linear supõe um efeito marginal constante, enquanto o modelo log-linear supõe uma elasticidade constante, relações estas que seriam inconsistentes com os padrões descritos acima. Dessa maneira, a estimação da equação com um polinômio de segundo grau para o logaritmo do PIB per capita¹¹ – como as realizadas por Gelb e Diofasi (2016) e por Hassan (2016) –, parece ser uma especificação mais adequada, e esta será a abordagem aqui adotada. Dados para o PIB per capita nominal foram retirados da base de dados *World Development Indicators*, do Banco Mundial.

3.2.2 Produtividade Agrícola e a Fração do Consumo Dedicada a Bens Agrícolas

No esforço de calcular uma medida da produtividade para um setor específico da economia e que seja comparável entre países, a maior dificuldade que costuma surgir é a obtenção de deflatores que eliminem as diferenças de preços entre tais países, após a conversão para uma moeda comum. Taxas de câmbio PPP são calculadas anualmente pelo FMI e pelo Banco Mundial para eliminar diferenças de preços entre as economias agregadas, mas os subsetores econômicos podem apresentar uma dinâmica de preços bastante diferente do resto da economia. Taxas de câmbio PPP com um maior nível de desagregação são computadas com uma periodicidade menor pelo *International Comparison Program* (ICP) do Banco Mundial, e na data em que o presente trabalho foi escrito, a rodada mais recente era a de 2011.

Embora não seja possível aproximar os setores disponíveis no ICP 2011 aos setores de manufatura e de serviços, é possível aproximar o setor agrícola ao setor de “alimentos”, conforme sugerido por Herrendorf e Valentinyi (2012). Dessa maneira, calcula-se aqui a produtividade agrícola de maneira semelhante a estes autores, modelando-se a produção desse setor em um dado país i (Y_A^i) por uma função Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala para trabalho (L_A^i), capital (K_A^i) e terra (T_A^i):

$$Y_A^i = A_A^i (L_A^i)^{\alpha_A} (K_A^i)^{\beta_A} (T_A^i)^{1-\alpha_A-\beta_A} \quad (33)$$

$$A_A^i = \frac{Y_A^i}{(L_A^i)^{\alpha_A} (K_A^i)^{\beta_A} (T_A^i)^{1-\alpha_A-\beta_A}} \quad (33)$$

¹¹ A presença de um termo logarítmico elevado ao quadrado e com coeficiente positivo (negativo) indicaria uma elasticidade dos preços em relação ao PIB per capita crescente (decrescente) nesta última variável.

Em que A_A^i é a produtividade total de fatores do setor agrícola para o país i (daqui pra frente, serão suprimidos os subscritos i , para fins de simplificação). Para Y_A , foram recolhidos dados de valor adicionado do setor agrícola em moeda local, da base de dados do WDI, Banco Mundial. A fim de tornar Y_A comparável entre países, dividiu-se Y_A pela taxa de câmbio PPP para o setor de alimentos do país, conforme o ICP 2011. Para calcular L_A , multiplicam-se os dados de emprego (emp) e capital humano (hc) da *Penn World Table 9.1* (PWT 9.1) pela fração do emprego total correspondente ao setor agrícola ($lshare_A$), retirada do WDI:

$$L_A = emp * hc * lshare_A \quad (34)$$

Para T_A , por sua vez, utilizam-se dados da FAO para terra arável. Observe que, apesar do nome, este é um indicador de terra efetivamente utilizada para atividades agrícolas, e não de terras com potencial para tais atividades. Quanto às proporções de fatores setoriais α_A e β_A , estas foram calculadas por Valentinyi e Herrendorff (2008) para a economia dos EUA, e aqui, como em Herrendorff e Valentinyi (2012) e Hassan (2016), tais valores ($\alpha_A=0.46; \beta_A=0.36$) são generalizados para todos os países.

Para K_A utilizam-se os dados de “serviços do capital” (K) da PWT 9.1, e assim como em Herrendorff e Valentinyi (2012), tal variável é repartida entre os setores da seguinte maneira:

$$K_A = \frac{\beta_A Y_A}{\beta_A Y_A + \beta_M Y_M + \beta_S Y_S} K \quad (35)$$

Em que $K = \sum_{i=A,M,S} K_i$, e β_M , Y_M , β_S e Y_S são dados correspondentes ao setor manufatureiro e ao setor de serviços, retirados das mesmas fontes. Por fim, Y_A , L_A , K_A e T_A são todos normalizadas para seus respectivos valores nos EUA (US=1) antes de entrar em (33), de modo que a produtividade total de fatores resultante também será igual a um para os EUA.

Conforme explicado na seção 3.1, a produtividade agrícola entra na equação de forma interagida com a fração do consumo nacional direcionada a bens agrícolas. Esta última variável também foi retirada do ICP 2011, mais uma vez aproximando o setor agrícola pelo setor de alimentos. Nenhuma das duas variáveis foi significativa quando incluídas como termos independentes na equação, e a teoria desenvolvida na seção 2.2 também aponta para a relevância da interação entre elas.

3.2.3 Custos de Comércio

A medida aqui utilizada para os custos de comércio, por sua vez, corresponde àquela que foi proposta por Novy (2013) e derivada na seção 2.3, conforme a equação abaixo:

$$\bar{t}_i = \left(\frac{\sum_{i \neq j} (X_{ij} X_{ji})^{\frac{1}{2}}}{X_{ii}^{\frac{1}{2}} \sum_{j \neq i} X_{jj}^{\frac{1}{2}}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (36)$$

Em que X_{ij} são as exportações do país i para o país j e X_{ji} são as exportações em sentido contrário, enquanto X_{ii} e X_{jj} são o comércio intranacional (bens produzidos e consumidos no mesmo país). Por fim, σ é a elasticidade de substituição entre os bens comercializáveis, entendidos aqui como bens do setor agrícola e do setor manufatureiro.

A fim de implementar tal medida de custos de comércio, a abordagem aqui utilizada foi a de Arvis et al (2013), para uma amostra de 143 países, listados no Apêndice A. Foram utilizados dados de exportação segundo a classificação HS de 2002, em um nível de desagregação de seis dígitos, obtidos junto à base de dados Comtrade, da ONU. A utilização de dados de exportação em vez de dados de importação garante que os fluxos comerciais estão reportados sem inclusão dos custos de transporte e de seguros no preço final (“*free on board*”). Foram obtidos também dados de reexportações junto à mesma fonte, e tais valores foram descontados dos valores das exportações, de modo a obter as “exportações verdadeiras” das economias.

Uma dificuldade encontrada no processo acima foi o fato de que muitos países não reportam dados de reexportações na base da Comtrade. Diante disso, fontes suplementares foram buscadas a respeito das reexportações enquanto % das exportações totais para os países em que é sabido que tais porcentagens são elevadas, porém não reportadas na Comtrade. Dados para Cingapura (45,8%, 2005), Países Baixos (45%, 2005), Bélgica (32,7%, 2000), França (31%, 2000), Dinamarca (20%, 2000) e Alemanha (15,2%, 2002) foram buscados na *CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis* (2007). Em outras fontes, foram encontrados dados para o Panamá em 70% (UNCTAD, 2016), Estônia em 28% (ESTONIA, 2019) e Namíbia em 5,8% (NAMIBIA STATISTICS AGENCY, 2012).

Após feitas as devidas correções para as reexportações, foi utilizada uma concordância entre os sistemas de classificação de produtos HS 2002 e o sistema ISIC Rev. 3, este último utilizado pelo Sistema de Contas Nacionais da ONU (UNNA). O objetivo deste exercício foi o de eliminar as exportações de minérios, como petróleo, gás, ouro, cobre, entre outros, sem, no

entanto, eliminar as exportações dos derivados de tais produtos. A motivação é que o comércio de minérios não processados está mais ligado à questão da dotação de reservas nacionais, sendo pouco influenciado pelos custos de comércio. Seus derivados, entretanto, já entram na seara do setor manufatureiro, sendo muitas vezes processados em países com baixas reservas naturais, antes de serem exportados novamente. Em outras palavras, exportações de produtos com um código ISIC Rev. 3 entre os valores 1000 e 1499 foram retirados da amostra.

Dados para o comércio intranacional X_{ii} , por sua vez, foram calculados como a soma da produção bruta (“*gross output*”) dos setores da agricultura (divisão A e B na ISIC Rev. 3) e da manufatura (divisão D) menos as exportações totais do país (após os processos corretivos dos parágrafos acima). A produção bruta deve ser entendida aqui como a soma do valor adicionado e dos bens intermediários utilizados no processo de produção, e dados para a mesma foram obtidos em moeda local junto ao UNNA. Tal medida deve ser utilizada em detrimento de medidas como a do PIB, que apesar do nome semelhante, representa uma medida somente do valor adicionado. Tal requisito se deve ao fato de os dados de comércio utilizados não estarem medidos em termos de valor adicionado, mas em termos de remessas brutas de produtos (“*gross shipments*”). Por fim, a produção bruta foi convertida em dólares segundo as taxas de câmbio nominais do WDI.

Quando dados de produção bruta não estavam disponíveis, adotou-se – ainda seguindo Arvis et al (2013) – uma estratégia alternativa: dados de valor adicionado para a agricultura e para a manufatura foram obtidos junto ao UNNA, depois suplementados por dados de valor adicionado do WDI. Por fim, dividiu-se a produção bruta por valor adicionado para os países em que ambas as medidas estavam disponíveis, obtendo-se uma média da razão entre as duas para o ano de escolha. Em seguida, para estimar as observações faltantes da produção bruta, multiplicaram-se os dados de valor adicionado por essa razão média. Com esse procedimento, a amostra para a produção bruta foi ampliada de 88 para 143 observações.

Após todos esses procedimentos, porém, alguns países apresentam comércio intranacional negativo – ou seja, exportações foram maiores do que a produção bruta. Em alguns desses casos, o ocorrido se deveu à falta de dados para as reexportações, inclusive em fontes suplementares. Dessa maneira, a % de reexportações em relação às exportações totais foi fixada e corrigida de maneira a tornar o comércio intranacional positivo para Malta (12,5%), Eslováquia (25%) e República do Congo (35%). Outros dois países (Luxemburgo e Seychelles) apresentaram comércio intranacional negativo a despeito de terem reportado suas reexportações no Comtrade. Para esses países, então, a correção se deu na produção bruta, até

que o comércio intranacional se tornasse positivo. Por fim, a elasticidade de substituição foi, conforme o usual da literatura, igualada a oito (ARVIS ET AL, 2015), e com isso, os custos de comércio foram calculados.

3.2.4 Subsídios ao Setor de Energia (% do PIB)

Como indicado na introdução, existem três aglomerados de observações atípicas nos gráficos de dispersão da figura 1. Um primeiro grupo (em cor cinza) é o de países ricos que são muito mais baratos do que o previsto pela hipótese Balassa-Samuelson. Conforme Gelb e Diofasi (2016), tal grupo inclui basicamente alguns países com grandes reservas de petróleo per capita, distribuídos entre o Golfo Pérsico (Qatar, Kuwait, Emirados Árabes Unidos, Arábia Saudita, Omã, Bahrein), o sudeste asiático (Brunei), a África (Guiné Equatorial) e o Caribe (Trinidade e Tobago). Existem, porém, três exceções a essa regra dentro desse grupo de países ricos e baratos: Cingapura, Hong Kong e Macao, todos microestados (ou ex-microestados) localizados no Leste asiático e sem reservas expressivas de recursos minerais.

Ao investigar o que poderia explicar os preços mais baixos nesse grupo de países, Gelb e Diofasi propuseram controlar primeiro para os subsídios ao setor energético enquanto % do PIB, uma vez que estes costumam assumir valores elevados em países ricos em petróleo e gás. Deve-se notar, porém, que existem países ricos em reservas que não concedem subsídios a esse setor, como a Noruega, assim como há países que são pobres em reservas per capita, mas que adotam subsídios elevados (CLEMENTS, 2013).

Dentre exemplos desse segundo caso, muitos estão em outra aglomeração de observações atípicas encontrada por Gelb e Diofasi (2016). Neste aglomerado, constituído por países de renda média que são mais baratos do que o esperado – em cor verde na figura 1 –, exemplos de subsídios elevados ao setor energético enquanto % do PIB podem ser encontrados no Egito (10.64%), no Yemen (6%), em Bangladesh (5.13%), no Paquistão (3.98%), na Índia (1.74%) e em Sri Lanka (1.63%). Segundo Gelb e Diofasi (2016), existem outros subsídios que são elevados nos países desse grupo – como os direcionados ao setor agrícola, de saúde, de educação – mas dados para os mesmos são mais difíceis de encontrar para a amostra inteira.

Enquanto Gelb e Diofasi se ativeram a utilizar subsídios aos derivados do petróleo computados pelo estudo de Clements (2013), a variável aqui utilizada é obtida pela soma destes com os subsídios direcionados aos setores de gás natural, carvão e energia elétrica, disponíveis na mesma fonte. O fato de um país ter um nível de preços mais elevado ou mais

baixo, por sua vez, não parece ter influência sobre a decisão de conceder subsídios a esse setor, sugerindo a exogeneidade desta variável (GELB e DIOFASI, 2016).

3.2.5 Estoque de Imigrantes Internacionais (% da população)

Outra variável proposta por Gelb e Diofasi (2016) para explicar a aglomeração de países ricos e baratos citada acima foi a quantidade de imigrantes internacionais enquanto porcentagem da população. Tanto nos países do golfo pérsico quanto nos microestados da Ásia, existem mercados de trabalho bastante abertos a imigrantes internacionais, com estes chegando a constituir mais de 85% da população nos Emirados Árabes Unidos e mais de 78% no Qatar. Tais autores continuaram a encontrar significância para essa variável mesmo após excluir os países do golfo da amostra.

A justificativa teórica para a inclusão dessa variável no modelo de preços, por sua vez, passa pelo argumento de que, com a chegada de trabalhadores imigrantes, ocorreria um choque na oferta de mão de obra que abaixaria o salário médio da economia – e, conseqüentemente, os preços do setor não comercializável. O choque de demanda trazido por esses trabalhadores, por outro lado, não elevaria os preços o suficiente para compensar essa queda, uma vez que muitos deles enviam remessas financeiras para familiares em seus países de origem.

Tais remessas internacionais, por sua vez, também levam o país em que trabalham a incorrer em superávits comerciais devido à depreciação de sua taxa de câmbio – o que abaixa o nível de preços em relação a outros países. Outra relação teórica importante, por fim, é a de que a presença de imigrantes tende a gerar fluxos comerciais entre o país de residência e o país de origem (EGGER, VON EHRLICH e NELSON, 2012), o que poderia ter um efeito sobre as estimativas dos custos de comércio.

Quanto à exogeneidade de variável de imigração em si, poder-se-ia argumentar que os trabalhadores migrantes procuram países onde o custo de vida seja baixo relativamente à sua riqueza, em vez de os mesmos serem responsáveis pela baixa em tais preços. Gelb e Diofasi (2016) argumentaram, entretanto, que as políticas migratórias ao redor do mundo são restritivas o suficiente¹² para poder descartar a hipótese de que há ilimitado poder de escolha para os imigrantes sobre o país que os receberá, com base apenas em critérios econômicos.

¹²Mesmo nos países do Golfo Pérsico – considerados relativamente abertos à imigração – são impostas sérias restrições, como a necessidade de “patrocinadores” dispostos a empregar e supervisionar esses imigrantes (GELB e DIOFASI, 2016).

Assim como em Gelb e Diofasi (2016), a proxy aqui utilizada para captar esse fenômeno foi o estoque de imigrantes internacionais enquanto porcentagem da população total no ano de 2010, dados estes que são disponibilizados pela Divisão de População da ONU. Devido à importância dessas variáveis para explicar as aglomerações de observações atípicas, subsídios ao setor de energia e o estoque de imigrantes internacionais são utilizados como o primeiro grupo de variáveis de controle, juntamente com o polinômio de segundo grau do logaritmo do PIB per capita.

3.2.6 Economias de Escala: População e Densidade Populacional

Nas derivações da hipótese Balassa-Samuelson acima, foram utilizadas funções de produção com retornos constantes de escala. Existem, porém, argumentos na teoria econômica de que a realidade muitas vezes se aproxima de um padrão de retornos crescentes de escala, ou seja, um aumento no emprego de fatores leva a um aumento mais do que proporcional da produção, gerando-se um ciclo virtuoso de menos custos e mais eficiência produtiva a cada unidade adicional produzida.

Para aumentar a produção e colher os benefícios de escala, entretanto, é necessário não apenas ter mão de obra suficiente, mas também mercados consumidores. Este último fator afeta desproporcionalmente o setor não comercializável, uma vez que este não pode – pelo menos no modelo teórico aqui utilizado – ser vendido para outros mercados além do nacional. Dessa maneira, espera-se que países com economias menores (ou com populações muito dispersas em seu território nacional) apresentem um maior diferencial de produtividade entre o setor comercializável e o setor não comercializável, implicando em um maior nível de preços para a economia. Por esse motivo, assim como em Gelb e Diofasi (2016), aqui são incluídas proxies para as economias de escala, como a densidade populacional e o tamanho do PIB em dólares PPP, ambos retirados do WDI.

Tais variáveis podem vir a ajudar na explicação da terceira aglomeração de observações atípicas (destacada em azul) da figura 1, que corresponde a pequenas ilhas em desenvolvimento do pacífico. Tais ilhas sofrem de baixa massa de produção, e consequentemente, há um subaproveitamento das economias de escala. Por outro lado, o fato de tais ilhas serem em média mais caras do que as ilhas de outras regiões do mundo e do que outros países pequenos ou esparsamente povoados indica que existe outro fator em jogo: o isolamento geográfico, que implica em elevados custos de comércio, uma das duas variáveis de interesse do presente estudo.

3.2.7 Índice de Liberdade Econômica

Outro fator importante que pode dificultar ou impedir a produção eficiente é a qualidade institucional de um país. Fatores como corrupção, falta de segurança jurídica, excesso de regulações, tributação excessiva, falta de liberdade para investir em negócios ou ativos, dentre muitos outros, podem tornar as atividades econômicas menos lucrativas ou menos viáveis para a maior parte da população. Além do mais, monopólios e oligopólios favorecidos pelo Estado podem se formar, ditando os preços domésticos e diminuindo as opções disponíveis para consumo.

Embora seja difícil captar uma quantidade tão grande de fatores institucionais ou distinguir quais deles são os mais importantes, pode ser importante controlar para uma medida que busque resumir a qualidade institucional em um modelo de nível de preços. Para esse propósito, Gelb e Diofasi (2016) utilizaram o indicador de “efetividade do governo” – um dos componentes do *World Governance Indicators* (WDI) do Banco Mundial. Aqui, porém, será utilizado o índice de liberdade econômica do *World Heritage Foundation*, uma vez que este índice avalia os países segundo mais critérios, conforme os pilares do Estado de direito, tamanho do governo, eficiência regulatória e abertura dos mercados.

3.2.8 Índice de GINI

Onível de desigualdade econômica é controlado no presente estudo – assim como no de Gelb e Diofasi (2016) – devido aos argumentos de Ravallion (2014). Segundo este autor, muitos dos bens incluídos nas cestas de consumo utilizadas em comparações de preços internacionais – incluindo a utilizada na construção da taxa de câmbio PPP – não são representativos das cestas efetivamente consumidas pelo cidadão mediano nos países mais pobres e desiguais.

Em muitos desses países, grande parte dos bens de comparação internacional são consumidos apenas por elites ou pequenas classes médias urbanas, adquirindo um status de bens de luxo e tornando-se mais caros. A cesta de bens consumida pela maior parte da população, por sua vez, pode ser bastante diferente e conter bens usados, autoproduzidos, ou de qualidade inferior, o que significa que os dados coletados pelas rodadas do ICP podem estar superestimando o nível de preços relevante para a população desses países mais desiguais.

Como proxy para o nível de desigualdade dos países, foi utilizado o índice de Gini calculado com base na renda disponível¹³, retirado da base de dados de Frederick Solt (2019). Depois, as observações foram complementadas com estimativas do WDI. O segundo grupo de variáveis de controle utilizado nas regressões é formado, portanto, pelo logaritmo da densidade populacional, logaritmo do PIB PPP, índice de liberdade econômica e índice de gini, assim como as variáveis do primeiro grupo de controle.

3.2.9 Termos de Troca

Por fim, uma última variável de controle incluída no presente estudo são os termos de troca, entendidos como a razão entre os preços das exportações e das importações. A literatura aponta que países que se deparam com uma melhora nos seus termos de troca tendem a, *ceteris paribus*, passar por uma apreciação de sua moeda em relação às demais (DE GREGORIO e WOLF, 1994). Isso aconteceria porque, mantidos constantes o volume de compras e vendas, o resto do mundo estaria pagando mais pelas suas exportações, aumentando a demanda pela moeda local, enquanto o país estaria pagando menos pelas importações, diminuindo a demanda pelas moedas estrangeiras.

O indicador aqui utilizado para representar essa variável é o *net barter terms of trade* (2000=100), disponível na base de dados do WDI, Banco Mundial. Tal indicador é um índice que compara os termos de troca com seu valor no ano de 2000, e seu cálculo se dá pela razão entre o índice de valor unitário das exportações e o índice de valor unitário das importações.

A escolha do ano base é bastante conveniente, pois, a partir de 2002, a economia global passou por uma grande mudança nos termos de troca de vários países devido ao boom no preço das commodities, impulsionado pela alta da demanda na China. Os dados utilizados neste trabalho para as taxas de câmbio, por sua vez, são justamente para o ano de 2011, apontado como o ano do auge desse superciclo de commodities, que teve seu fim em 2014 (JOHN, 2018). Uma comparação dos termos de troca entre esses dois períodos poderia ajudar, portanto, a captar possíveis sobrevalorizações das taxas de câmbio, movidas pelas mudanças na demanda global e pelo comportamento dos *traders* de commodities.

Quanto à exogeneidade dessa variável, pode-se recorrer ao argumento da literatura de que países pequenos não conseguem influenciar seus termos de troca (FEENSTRA, 2015).

¹³ O índice de Gini da renda disponível é calculado após computar os impostos e transferências, enquanto o índice de Gini de mercado é calculado antes de levar em conta tais mecanismos de redistribuição de renda efetuados pelo Estado.

Como a economia da maioria dos países poderia ser classificada como pequena enquanto porcentagem da economia mundial, essa condição parece ser satisfeita para a maior parte da amostra. Consequentemente, mudanças na taxa de câmbio nominal em relação ao valor base do PPP não implicariam em mudanças nos termos de troca de um país, uma vez que estes seriam determinados pelas dinâmicas de oferta e demanda a nível global.

3.3 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Por fim, cabe uma exposição das estatísticas-resumo das variáveis exploradas acima. Na tabela 2, encontram-se o número de observações disponíveis, a média, o desvio padrão, e os pontos de mínimo e de máximo. Em parênteses, encontram-se informações importantes para a interpretação de tais estatísticas, como o fato de os EUA ser adotado como país numerário (US=1), o intervalo de possíveis valores ou a unidade de medida. Pela tabela, percebe-se que a amostra apresenta, em média, 64% do nível de preços dos EUA, 32,3% de seu PIB per capita e 45,1% de sua produtividade agrícola. Os custos de comércio, por sua vez, são, em média, de 161,76% sobre o preço dos bens comercializáveis, enquanto nos EUA tais custos são de 81,98%.

Quanto aos países de mínimo e máximo para cada variável, estes são, respectivamente: Egito e Suíça (preços), Burundi e Luxemburgo (PIB per capita), Mauritânia e Nova Zelândia (TFP agrícola), Qatar e Haiti (fração do consumo agrícola), Cingapura e Butão (custos de comércio), 77 países e Zimbábue (subsídios ao setor de energia), China e Emirados Árabes Unidos (imigrantes internacionais), Mongólia e Macau (densidade populacional), São Tomé e Príncipe e EUA (PIB PPP), Zimbábue e Hong Kong (liberdade econômica), Bielorrússia e Namíbia (índice de Gini), Coreia do Sul e Venezuela (termos de troca).

Por fim, uma análise do coeficiente de variação (CV) – razão entre o desvio padrão e a média – das variáveis pode ser útil para comparar a dispersão de cada uma delas entre os países, uma vez que as unidades de medida são abstraídas. As variáveis, por ordem decrescente de dispersão segundo o CV, são: densidade populacional (4,59), PIB PPP (3,23), subsídios ao setor de energia (1,89), estoque de imigrantes internacionais (1,47), PIB per capita (1,36), Fração do consumo agrícola (0,68), TFP agrícola (0,65), custos de comércio (0,46), preços (0,46), termos de troca (0,43), índice de Gini (0,21) e liberdade econômica (0,17).

Tabela 2: Estatística Descritiva das Variáveis

Variável	N	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Preços (US=1)	171	0,640	0,293	0,272	1,626
PIB per capita (US=1)	171	0,323	0,438	0,005	2,321
TFP agric. (US=1)	111	0,451	0,294	0,018	1,487
Fração do consumo agric. (0-1)	171	0,203	0,138	0,018	0,662
Custos de comércio (%)	140	161,76	74,536	32,58	506,98
Subsídios (% do PIB)	163	1,45	2,745	0,00	14,50
Imigrantes Internac. (% pop.)	171	9,66	14,223	0,06	85,58
Densidade pop. (pessoas/km ²)	170	348,8	1.599,835	1,8	18.422,5
PIB PPP (bilhões de \$)	171	541,04	1.748,73	0,48	15.542,58
Liberdade econômica (0-100)	159	61,3	10,523	22,1	89,7
Índice de Gini (0-100)	151	38,8	8,240	23,9	65,3
Termos de Troca (ano 2000=100)	169	138.03	58.686	51,05	520,38

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa.

4 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados das regressões especificadas na seção 3.1. Todas as regressões foram estimadas por mínimos quadrados ordinários com erros padrão robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação. Testes de endogeneidade não foram realizados devido à falta de variáveis instrumentais na pesquisa, tendo-se em vez disso recorrido à avaliação teórica das variáveis do modelo nas seções anteriores deste trabalho.

Nas regressões da tabela 3, percebe-se que um pequeno número de variáveis consegue captar boa parte da variação no nível de preços: um polinômio de segundo grau do PIB per capita (representando o efeito Balassa-Samuelson), os subsídios ao setor de energia e o estoque de imigrantes internacionais relativamente à população correspondem a 86,4% dessa variação na amostra de 101 observações. Mesmo assim, quando a esse grupo de variáveis é adicionado o logaritmo da produtividade agrícola elevada à fração do consumo destinada a esse setor ($\log TFP_A^{\gamma_a}$), tal poder de explicação do modelo aumenta para 88%.

Quanto ao coeficiente desta interação, percebe-se que ele encontrou forte significância estatística sempre que incluído nas estimações. Seu valor, porém, é bastante sensível às variáveis de controle incluídas, indicando que estas são necessárias para uma estimação consistente do efeito dessa variável. Seu coeficiente, conforme explicado na seção 3.1, representa a elasticidade dos preços em relação ao termo $TFP_A^{\gamma_a}$. Termos interagidos como este são geralmente utilizados para modelar efeitos marginais ou elasticidades das variáveis individuais que não são constantes na amostra, pois seus efeitos são condicionais ao valor que a outra variável assume. No Brasil, por exemplo, 9,87% da despesa de consumo se dava com bens do setor agrícola no ano de 2011. Vejamos, então, qual é a elasticidade dos preços em relação à produtividade agrícola para esse país:

$$\beta \log (TFP_A^{\gamma_a=0,0987}) = 0,0987 \beta \log (TFP_A)$$

Sendo β igual a -0,314 na presença do maior número de controles, teremos uma elasticidade da produtividade agrícola igual a -0,031 para esse país, ou seja, o aumento de 1% na produtividade agrícola gerará uma queda de 0,031% no nível de preços do mesmo. No Zimbábue¹⁴, por sua vez, $\gamma_a = 0,533$, fazendo com que tal elasticidade se eleve para -0,167.

¹⁴ Os dados para γ_a estão disponíveis no ICP 2011, para aqueles que desejarem analisar a elasticidade em outros países.

Deve-se notar que tanto o sinal quanto o comportamento dessa relação está de acordo com a teoria de Hassan (2016). Segundo este autor, o setor agrícola tem um papel deflacionário, embora tal fenômeno decresça em importância à medida que o PIB per capita aumenta, e isto se deve à diminuição da proporção do consumo de bens agrícolas em favor dos bens manufaturados e dos serviços. Tal papel decrescente do setor agrícola também ajuda a explicar porque a produtividade desse setor, quando incluída de maneira isolada na regressão (em vez de interagida), não retorna coeficientes significantes.

Quanto aos custos de comércio, por outro lado, sua adição praticamente não altera o poder de explicação do modelo, e a significância de seus coeficientes é menos expressiva. Ademais, após aumentar o número de controles, seus sinais não condizem com a teoria – são negativos em vez de positivos, indicando uma diminuição de 0,05% dos preços à medida que os custos de comércio aumentam em um ponto percentual ad valorem. Ademais, quando ambas as variáveis de interesse foram incluídas na mesma estimação (regressão 9), as duas perderam a significância. Por fim, as variáveis de controle apresentaram sinais condizentes com a teoria – à exceção dos termos de troca na última regressão –, embora nem sempre tenha havido significância estatística.

Uma possível explicação para os resultados inesperados para a variável de custos de comércio seria o fato de que a medida aqui utilizada depende da suposição de simetria dos custos de comércio bilaterais, a fim de poder ser computada. Apesar de tal simetria, países desenvolvidos apresentaram, em média, custos de comércio ad valorem mais baixos (132,5%) do que os de países de renda média (167,6%) e de renda baixa (211,6%). O cálculo de custos de comércio não simétricos provavelmente criaria uma distância maior entre tais estimativas por grupo de renda, o que poderia aumentar tanto o valor quanto a significância estatística dos coeficientes dessa variável nas regressões.

Por fim, outra questão é a de que tal medida de custos de comércio, por ter sido derivada de um modelo gravitacional armingtoniano, considera apenas os custos na margem intensiva (quantidade maior ou menor de vendas) e não na margem extensiva (quantidade de parceiros comerciais ou de tipos de bens vendidos). Quando não há fluxos comerciais entre dois países, por exemplo, tal observação é tratada como faltante, em vez de ser considerada como um caso de custo perdido ou fixo à exportação, que deve ser transposto antes que haja qualquer quantidade de comércio entre os dois países.

Tabela 3 – Efeito da Produtividade Agrícola e dos Custos de Comércio sobre o Nível de Preços dos Países

	<i>Dependent variable:</i>							
	log(price)							
	controles 1	controles 1	controles 2	controles 3	controles 1	controles 2	controles 3	controles 3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
log pib per capita	0,518*** (0,033)	0,510*** (0,031)	0,575*** (0,045)	0,575*** (0,049)	0,524*** (0,037)	0,629*** (0,046)	0,627*** (0,047)	0,597*** (0,052)
log pib per capita ²	0,062*** (0,008)	0,046*** (0,008)	0,056*** (0,009)	0,056*** (0,010)	0,058*** (0,008)	0,072*** (0,008)	0,073*** (0,008)	0,067*** (0,011)
subsídios	-0,010 (0,012)	-0,019** (0,009)	-0,022** (0,010)	-0,022** (0,010)	-0,008 (0,010)	-0,009 (0,010)	-0,010 (0,010)	-0,019** (0,009)
migrantes internac.	-0,006** (0,003)	-0,005* (0,003)	-0,005* (0,003)	-0,005 (0,003)	-0,007*** (0,003)	-0,008*** (0,003)	-0,007** (0,003)	-0,008*** (0,003)
log dens pop			-0,023* (0,012)	-0,022* (0,012)		-0,024* (0,013)	-0,021* (0,013)	-0,025** (0,012)
log pib ppp			-0,014 (0,010)	-0,014 (0,009)		-0,039*** (0,012)	-0,039*** (0,012)	-0,025** (0,012)
liberdade econômica			-0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)		-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,004 (0,003)
gini			0,004** (0,002)	0,004* (0,002)		0,008*** (0,002)	0,008*** (0,002)	0,004* (0,002)
termos de troca				0,0001 (0,0002)			0,0003 (0,0002)	-0,00001 (0,0002)
cons*log TFP agric ¹		-0,421*** (0,131)	-0,306** (0,134)	-0,314** (0,140)				-0,143 (0,147)
custos de comércio					0,0003 (0,0003)	-0,0005* (0,0003)	-0,0005* (0,0003)	-0,0005 (0,0005)
Observations	101	101	101	101	123	123	123	100
R ²	0,864	0,880	0,896	0,896	0,843	0,881	0,883	0,885
Adjusted R ²	0,858	0,874	0,886	0,885	0,836	0,872	0,872	0,871

Note:

*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

1 Termo de interação entre as variáveis fração cons agric e log TFP agric

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou, por meio de regressões de corte transversal, analisar desvios das taxas de câmbio nominais em relação à teoria da paridade do poder de compra (PPP) – em outras palavras, explicar as diferenças nos níveis de preços dos países após a conversão para uma moeda comum. Seguindo de perto a estrutura das pesquisas de corte transversal acerca desse tema – especialmente o trabalho de Gelb e Diofasi (2016) –, buscou-se incluir na equação de desvios da PPP algumas variáveis pouco exploradas nessa temática, como a produtividade agrícola e os custos de comércio.

Os resultados das estimações, conforme discutido na seção 4, confirmam a teoria de Hassan (2016), de que a produtividade agrícola tem um potencial deflacionário dentro da hipótese Balassa-Samuelson devido à baixa comercialização desse setor nos países em desenvolvimento. Hassan previu adicionalmente um efeito decrescente dessa variável sobre o nível de preços à medida que os países se desenvolvem, uma vez que há um decréscimo do consumo relativo dos bens desse setor frente aos da manufatura e serviços. Tal padrão também é confirmado nas regressões, uma vez que a produtividade agrícola só se torna significativa quando interagida com tal consumo relativo, que decresce, em média, no PIB per capita, devido a preferências não homotéticas.

Uma abordagem alternativa para captar os desvios em relação à PPP foi a inclusão dos custos de comércio nas equações estimadas. A base da teoria do PPP é a de que a ausência de custos e barreiras ao comércio e ao transporte garantiria a equalização dos preços entre os países, por meio das forças de oferta e demanda nos mercados de bens e de câmbio. A hipótese Balassa-Samuelson relativiza essa teoria ao permitir a existência de um setor não comercializável, mas em realidade o setor comercializável também apresenta custos e barreiras a tal processo de arbitragem.

Aqui, buscou-se mensurar tais barreiras por meio da medida de custos de comércio desenvolvida por Head e Ries (2001) e Novy (2013), agregando-se dados do comércio agrícola e do comércio de manufaturas. Os resultados das regressões, porém, mostraram pouco ou nenhum efeito sobre o nível de preços dos países para essa medida de custos de comércio. Uma possível explicação para esse resultado é que tais custos, embora possam ser altos para alguns países, não chegam a impedir a arbitragem da mesma maneira que as barreiras (em teoria) intransponíveis do setor não comercializado.

Outra explicação, porém, seria a de que a medida de custos de comércio aqui utilizada depende da suposição de simetria dos custos de comércio bilaterais, a fim de poder ser

computada. Apesar de tal simetria, países desenvolvidos apresentaram, em média, custos de comércio ad valorem mais baixos (132,5%) do que os de países de renda média (167,6%) e de renda baixa (211,6%). O cálculo de custos de comércio não simétricos provavelmente criaria uma distância maior entre tais estimativas por grupo de renda, o que poderia aumentar tanto o valor quanto a significância estatística dos coeficientes dessa variável nas regressões.

Por fim, há ainda outra possibilidade: a de que a medida de custos de comércio aqui utilizada seja incompleta. Por ter sido derivada de um modelo gravitacional armingtoniano, tal medida considera apenas os custos na margem intensiva (quantidade maior ou menor de vendas) e não na margem extensiva (quantidade de parceiros comerciais ou de tipos de bens vendidos). Quando não há fluxos comerciais entre dois países, por exemplo, tal observação é tratada como faltante, em vez de ser considerada como um caso de custo perdido ou fixo à exportação, que deve ser transposto antes que haja qualquer quantidade de comércio entre os dois países.

Pesquisas futuras que queiram aprofundar as descobertas no tema de desvios da PPP podem incluir modelos de custos de comércio que levem em consideração os custos de entrada específicos aos países, como em Chaney (2008) e Moxnes (2010), ou medidas de custos de comércio que não sejam simétricas para os pares de países – como a de Looi Kee, Nicita e Olarreaga (2009) –, mas sendo necessário ir além das barreiras tarifárias e não tarifárias, conforme feito aqui.

Outra contribuição seria a inclusão de insumos intersetoriais no modelo, uma vez que a produção de muitos bens comercializáveis consome grande quantidade de serviços, como marketing, pesquisa de mercado, atendimento ao consumidor, faxinas, dentre outros. A inclusão de tais relações intersetoriais no modelo afetaria os cálculos tanto da produtividade total de fatores quanto dos custos de comércio, além de ser outra fonte de quebra da lei do preço único para os bens manufaturados – devido ao custo crescente de seus insumos.

Por fim, será importante a inclusão de outras variáveis que afetam os desalinhamentos na taxa de câmbio em relação ao PPP, como o balanço das transações correntes, os fluxos financeiros da conta de capital, e percepções do “risco país” ou “risco soberano”. A simultaneidade entre essas variáveis e a taxa de câmbio, porém, torna necessária a utilização de variáveis instrumentais, de modo a obter estimativas não viesadas de seus efeitos.

REFERÊNCIAS

ANDERSON, James E.; VAN WINCOOP, Eric. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. **American economic review**, v. 93, n. 1, p. 170-192, 2003.

ARVIS, Jean-François et al. **Trade costs in the developing world: 1995–2010**. The World Bank, 2013.

BALASSA, Bela. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of political Economy**, v. 72, n. 6, p. 584-596, 1964.

BERGIN, Paul R.; GLICK, Reuven; TAYLOR, Alan M. Productivity, tradability, and the long-run price puzzle. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, n. 8, p. 2041-2066, 2006.

BAUMOL, William J. et al. **Performing arts-the economic dilemma: a study of problems common to theater, opera, music and dance**. Gregg Revivals, 1993.

CASELLI, Francesco. Accounting for cross-country income differences. **Handbook of economic growth**, v. 1, p. 679-741, 2005.

CHANEY, Thomas. Distorted gravity: the intensive and extensive margins of international trade. **American Economic Review**, v. 98, n. 4, p. 1707-21, 2008.

CLEMENTS, Mr Benedict J. et al. **Energy subsidy reform: lessons and implications**. International Monetary Fund, 2013.

DE GREGORIO, Jose; WOLF, Holger C. **Terms of trade, productivity, and the real exchange rate**. National Bureau of Economic Research, 1994.

DU, Qingyuan; WEI, Shang-Jin; XIE, Peichu. **Roads and the Real Exchange Rate**. National Bureau of Economic Research, 2013.

EGGER, Peter H.; VON EHRLICH, Maximilian; NELSON, Douglas R. Migration and trade. **The world economy**, v. 35, n. 2, p. 216-241, 2012.

ESTONIA's trade increased last year: exports of goods by 12%, imports by 10%. **Invest In Estonia**, Tallin, fev. de 2019. Disponível em: <<https://investinestonia.com/estonias-trade-increased-last-year-exports-of-goods-by-12-imports-by-10/>>. Acesso em 10/02/2020.

FEENSTRA, Robert C. **Advanced international trade: theory and evidence**. Princeton university press, 2015.

FROOT, Kenneth A.; ROGOFF, Kenneth. Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. **Handbook of international economics**, v. 3, p. 1647-1688, 1995.

GRABOWSKI, Richard. Agriculture, Labor Intensive Growth, and Structural Change: East Asia, Southeast Asia, and Africa. **Development Journal of the South**, v. 1, n. 1, p. 3, 2015.

GELB, Alan; DIOFASI, Anna. What Determines Purchasing-Power-Parity Exchange Rates?. **Revue d'économie du développement**, v. 24, n. 2, p. 93-141, 2016.

GOLLIN, Douglas; PARENTE, Stephen L.; ROGERSON, Richard. The food problem and the evolution of international income levels. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 4, p. 1230-1255, 2007.

HASSAN, Fadi. The price of development: The Penn–Balassa–Samuelson effect revisited. **Journal of International Economics**, v. 102, p. 291-309, 2016.

HEAD, Keith; RIES, John. Increasing returns versus national product differentiation as an explanation for the pattern of US-Canada trade. **American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 858-876, 2001.

HERRENDORF, Berthold; VALENTINYI, Akos. Which sectors make poor countries so unproductive?. **Journal of the European Economic Association**, v. 10, n. 2, p. 323-341, 2012.

JOHN, Dewi. Briefing: Commodity super cycle. **Investments and Pensions Europe**. Londres, maio de 2018. Disponível em: <<https://www.ipe.com/briefing-commodity-super-cycle/10024449.article>>. Acesso em 10/02/2020.

LIMAO, Nuno; VENABLES, Anthony J. Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade. **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 3, p. 451-479, 2001.

LOOI KEE, Hiau; NICITA, Alessandro; OLARREAGA, Marcelo. Estimating trade restrictiveness indices. **The Economic Journal**, v. 119, n. 534, p. 172-199, 2009.

MOXNES, Andreas. Are sunk costs in exporting country specific?. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie**, v. 43, n. 2, p. 467-493, 2010.

NAMIBIA STATISTICS AGENCY (Namíbia). **Annual Trade Statistics Bulletin**. Windhoek, 2012, 22 p.

NOVY, Dennis. Gravity redux: measuring international trade costs with panel data. **Economic inquiry**, v. 51, n. 1, p. 101-121, 2013.

RAVALLION, Martin. **An Exploration of the International Comparison Program's New Global Economic Landscape**. National Bureau of Economic Research, 2014.

ROGOFF, Kenneth. The purchasing power parity puzzle. **Journal of Economic literature**, v. 34, n. 2, p. 647-668, 1996.

SAMUELSON, Paul A. Theoretical notes on trade problems. **The review of economics and statistics**, p. 145-154, 1964.

TICA, Josip; DRUŽIĆ, Ivo. The Harrod-Balassa-Samuelson effect: a survey of empirical evidence. **EFZG working paper series**, n. 07, p. 1-38, 2006.

The Big Mac Index. **The Economist**, 2019. Disponível em: <<https://www.economist.com/news/2019/01/10/the-big-mac-index>>. Acesso em: 17 de jun. de 2019.

TOMBE, Trevor. The missing food problem: Trade, agriculture, and international productivity differences. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 7, n. 3, p. 226-58, 2015.

UNCTAD. **Panama: Trade Policy Framework**. Nova York e Genebra, 2017.

VALENTINYI, Akos; HERRENDORF, Berthold. Measuring factor income shares at the sectoral level. **Review of Economic Dynamics**, v. 11, n. 4, p. 820-835, 2008.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory econometrics: A modern approach**. Nelson Education, 2016.

APÊNDICE A – AMOSTRA UTILIZADA NO CÁLCULO DOS CUSTOS DE COMÉRCIO

Tabela 5: Amostra utilizada no cálculo do custos de comércio

Albania	Chile	India	Namibia	Slovakia
Algeria	China	Indonesia	Nepal	Slovenia
Angola	Colombia	Iran	Netherlands	South Africa
Argentina	Congo	Iraq	New Zealand	Spain
Armenia	Costa Rica	Ireland	Nicaragua	Sri Lanka
Australia	Côte d'Ivoire	Israel	Niger	Suriname
Austria	Croatia	Italy	Nigeria	Sweden
Azerbaijan	Cyprus	Jamaica	North Macedonia	Switzerland
Bahamas	Czechia	Japan	Norway	Tanzania
Bahrein	Denmark	Jordan	Oman	Thailand
Bangladesh	Dominican Rep.	Kazakhstan	Pakistan	Togo
Barbados	Ecuador	Kuwait	Panama	Tunisia
Belarus	Egypt	Kyrgyzstan	Paraguay	Turkey
Belgium	El Salvador	Lao PDR	Peru	Uganda
Belize	Estonia	Latvia	Philippines	Ukraine
Benin	Ethiopia	Lebanon	Poland	United Kingdom
Bhutan	Fiji	Lesotho	Portugal	Uruguay
Bolivia	Finland	Lithuania	Qatar	USA
Bosnia	France	Luxembourg	Rep. of Korea	Venezuela
Botswana	Gambia	Malawi	Rep. of Moldova	Viet nam
Brazil	Georgia	Malaysia	Romania	Yemen
Brunei Darussalam	Germany	Maldives	Russian Federation	Zambia
Bulgaria	Ghana	Malta	Rwanda	Zimbabwe
Burkina Faso	Greece	Mauritania	St. Kitts and Nevis	
Burundi	Guatemala	Mauritius	St. Vinc. & Grenad.	
Cabo Verde	Guyana	Mexico	S. Tome & Principe	
Cambodia	Honduras	Montenegro	Saudi Arabia	
Cameroon	Hong Kong	Morocco	Senegal	
Canada	Hungary	Mozambique	Seychelles	
Central Afr. Rep.	Iceland	Myanmar	Singapore	

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa.

APÊNDICE B – AMOSTRA UTILIZADA NAS REGRESSÕES COM PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA

Tabela 6: Amostra utilizada nas regressões com produtividade agrícola

Angola	Czechia	Israel	Namibia	Slovakia
Australia	Denmark	Italy	Netherlands	Slovenia
Austria	Dominican Rep.	Jamaica	Nicaragua	South Africa
Belgium	Ecuador	Japan	Niger	Spain
Benin	Egypt	Jordan	Nigeria	Sri Lanka
Bolivia	Estonia	Kazakhstan	Norway	Swaziland
Botswana	Fiji	Kenya	Panama	Sweden
Brazil	Finland	Kyrgyzstan	Paraguay	Switzerland
Bulgaria	France	Lao PDR	Peru	Tajikistan
Burkina Faso	Gabon	Latvia	Philippines	Tanzania
Burundi	Germany	Lesotho	Poland	Thailand
Cameroon	Greece	Lithuania	Portugal	Togo
Canada	Guatemala	Luxembourg	Rep. of Korea	Tunisia
Chile	Honduras	Malaysia	Rep. of Moldova	Turkey
China	Hong Kong, SAR	Malta	Romania	Ukraine
Colombia	Hungary	Mauritius	Russian Federation	United Kingdom
Costa Rica	Iceland	Mexico	Saudi Arabia	Uruguay
Côte d'Ivoire	India	Mongolia	Senegal	USA
Croatia	Indonesia	Morocco	Sierra Leone	Venezuela
Cyprus	Ireland	Mozambique	Singapore	Zimbabwe

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa.

APÊNDICE C – AMOSTRA UTILIZADA NAS REGRESSÕES COM CUSTOS DE COMÉRCIO

Tabela 7: Amostra utilizada nas regressões com custos de comércio

Albania	China	Hong Kong, SAR	Mozambique	Seychelles
Algeria	Colombia	Hungary	Myanmar	Singapore
Angola	Congo	Iceland	Namibia	Slovakia
Armenia	Costa Rica	India	Nepal	Slovenia
Australia	Côte d'Ivoire	Indonesia	Netherlands	South Africa
Austria	Croatia	Ireland	Nicaragua	Spain
Azerbaijan	Cyprus	Israel	Niger	Sri Lanka
Bahamas	Czechia	Italy	Nigeria	Sweden
Bangladesh	Denmark	Jamaica	New Zealand	Switzerland
Belarus	Dominican Rep.	Japan	North. Macedonia	Tanzania
Belgium	Ecuador	Jordan	Norway	Thailand
Benin	Egypt	Kazakhstan	Pakistan	Togo
Bhutan	El Salvador	Kyrgyzstan	Panama	Tunisia
Bolivia	Estonia	Lao PDR	Paraguay	Turkey
Bosnia	Ethiopia	Latvia	Peru	Uganda
Botswana	Fiji	Lesotho	Philippines	Ukraine
Brazil	Finland	Lithuania	Poland	United Kingdom
Bulgaria	France	Luxembourg	Portugal	Uruguay
Burkina Faso	Gambia	Malawi	Rep. of Korea	USA
Burundi	Georgia	Malaysia	Rep. of Moldova	Venezuela
Cabo Verde	Germany	Maldives	Romania	Yemen
Cambodia	Ghana	Malta	Russian Federation	Zambia
Cameroon	Greece	Mauritius	S. Tome & Principe	Zimbabwe
Canada	Guatemala	Mexico	Saudi Arabia	
Chile	Honduras	Morocco	Senegal	

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da pesquisa.