

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 Carvalho¹
Wallace Patrick Santos de Farias Souza²

RESUMO

O presente trabalho buscou, por meio de um modelo empírico 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. Foram incluídas nas estimações duas variáveis independentes pouco avaliadas na literatura: a produtividade agrícola e os custos de comércio. Em relação à primeira, os resultados confirmaram 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 na maioria dos países em desenvolvimento. Porém, devido a preferências não homotéticas, tal efeito só se torna estatisticamente significativo após realizar a sua interação com outra variável: a fração do consumo total dedicada a bens agrícolas, em cada país. Quanto aos custos de comércio, buscou-se capturá-los por meio da medida derivada implicitamente de modelos gravitacionais conforme Novy (2013), e agregados entre pares de países conforme Arvis et al (2015). Os resultados econométricos, porém, mostraram pouco ou nenhum efeito sobre o nível de preços dos países, provavelmente devido ao fato de essa medida se restringir aos custos na margem intensiva, ignorando os custos da margem extensiva.

Classificação JEL: C21; F14. **Palavras-chave:** Desvios da Paridade do Poder de Compra; Produtividade Agrícola; Custos de Comércio.

ABSTRACT

The present work sought, by means of cross-sectional empirical model, 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. Two variables seldom evaluated in this research area were included in the estimations: agricultural productivity and trade costs. Regarding the former, the estimation results confirmed Hassan's theory (2016): that agricultural productivity has a deflationary potential within the Balassa-Samuelson hypothesis, due to the low commercialization of this sector in most developing countries. However, due to homothetic preferences, this effect only becomes statistically significant after performing its interaction with another variable: the consumption share of agricultural products in each country. As to trade costs, such barriers were captured through an implicitly derived measure from gravitational models as in Novy (2013), and aggregated across country-pairs as in Arvis et al (2015). The results of the econometric model, however, showed little to no effect on countries' price levels, probably due to the fact that this measure is restricted to intensive margin costs, ignoring the extensive margin costs.

JEL Code: C21; F14. **Key-words:** Deviations from Purchasing Power Parity; Agricultural Productivity; Trade Costs.

Área 07 – Economia Internacional

¹ Mestre em Economia Aplicada pelo PPGE/UFPB. E-mail: rafaelcarvalhocm@gmail.com

² Professor do PPGE/UFPB. Doutor em Economia Aplicada pela UFRGS. E-mail: wpsfarias@gmail.com

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. Dessa maneira, basta um passeio por alguns países – ou algumas buscas na internet – para perceber que essa teoria destoa dos padrões encontrados na 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).

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 que é 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 o de serviços –, que não se submete à lei do preço único e que puxa os preços para cima à medida que o país se desenvolve³.

Gelb e Diofasi (2016) buscaram estudar os fatores por trás dos desvios em relação à PPP. Utilizando dados do ICP 2011, foi encontrado 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 nominal⁴. Tal relação pode ser visualizada na Figura 1, utilizando taxas PPP de consumo (taxas PPP do PIB forneceram resultados semelhantes).

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

³ A 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.

⁴ Os EUA foram fixados como país numérico para ambas as variáveis, como pode ser visto na Figura 1.

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 baixos pela concorrência internacional, ou seja, submeter-se-iam à lei do preço único.

Já no setor não comercializável, geralmente identificado com os serviços⁵, 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 os perder 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 preços mais altos em países mais ricos – 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 do modelo, sendo utilizada a versão de Hassan (2016), dentro de uma estrutura de equilíbrio geral. Considera-se 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:

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

⁵ É necessário reconhecer que, com a melhoria da qualidade e a queda dos custos das telecomunicações, aliada à crescente inclusão dos setores de serviços em acordos de livre comércio, o comércio internacional de serviços tem crescido, como no caso dos *softwares*, *call centers*. Tal padrão, entretanto, não se aplica a todos os subsectores de serviços, e o setor como um todo continua sendo mais orientado para o setor doméstico do que os demais. Além disso, a disponibilidade de dados para o comércio de serviços é mais escassa e menos confiável para os países em desenvolvimento.

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

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

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

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 (3) por (4), chega-se à seguinte expressão:

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

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. Considera-se, portanto, uma função de utilidade Cobb-Douglas para o consumidor representativo:

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

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 descrito 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.

2.1.2 A Hipótese Balassa-Samuelson com Setor Agrícola não Comercializável

A despeito de tal hipótese ter inspirado uma série de estudos empíricos desde os anos 60, foram necessárias décadas para que um padrão contra intuitivo 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 positiva.

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 contra intuitiva 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, 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, o que justificaria a escolha de mantê-lo classificado como um setor comercializável.

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, 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.

Portanto, apesar de os dados aqui discutidos indicarem que o pressuposto de um setor agrícola fechado não seja 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):

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

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 ($P_m = 1$), o índice de preços para (12) pode ser expresso na equação abaixo, em que P_a e P_s são os preços relativos a esse numerário:

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

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

$$\log P = \gamma_a [\log A_m - \log A_a] + \gamma_s [\log A_m - \log A_s]. \quad (14)$$

Nota-se que a equação (11) está contida em (14). 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 CUSTOS DE COMÉRCIO

Embora tenha grande valor heurístico, a hipótese Balassa-Samuelson é desenvolvida a partir de algumas simplificações da realidade. 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.

Portanto, partindo-se da formulação do modelo gravitacional proposta por Anderson e Van Wincoop (2003), assume-se 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; (d) os custos de comércio bilateral são simétricos para cada par de países, ou seja, exportar de i para j tem o mesmo custo de exportar de j para i . Será possível, então, chegar às seguintes equações:

$$X_{ij} = \frac{Y_i E_j}{Y} \left(\frac{\tau_{ij}}{\prod_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (15)$$

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.

$$X_{ji} = \frac{Y_j E_i}{Y} \left(\frac{\tau_{ji}}{\prod_j P_i} \right)^{1-\sigma} \quad (16)$$

$$\prod_i^{1-\sigma} = \sum_{j=1}^N \left(\frac{\tau_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \frac{E_j}{Y} \quad (17)$$

$$P_i^{1-\sigma} = \sum_{j=1}^N \left(\frac{\tau_{ij}}{\prod_i} \right)^{1-\sigma} \frac{Y_i}{Y}, \quad (18)$$

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 é a despesa total no país j . τ_{ij} , por sua vez, representa custos de comércio “iceberg”⁷ para exportar de i para j , enquanto \prod_i e P_j são, respectivamente, os índices de resistência multilateral para exportação pelo país i e importação pelo país j . 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 índices de resistência multilateral, que representam custos de comércio dos países i e j com os demais países do mundo.

Embora seja possível controlar para os índices de resistência multilateral por meio de efeitos fixos para importador e exportador (ANDERSON e WINCOOP, 2003), trabalhos empíricos de modelos gravitacionais com frequência têm de lidar com o desafio de especificar explicitamente os componentes dos custos de comércio bilateral. Estes englobam, como 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)⁸.

$$t_{ij} = t_{ji} = \left(\frac{\tau_{ij}\tau_{ji}}{\tau_{ii}\tau_{jj}} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = \left(\frac{X_{ii}X_{jj}}{X_{ij}X_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1. \quad (19)$$

A medida acima, portanto, mede os custos de comércio entre dois países relativamente ao comércio dentro de suas fronteiras⁹. Se tais custos se reduzem, por exemplo, 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 (2015), 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}_l) 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 questão¹⁰.

$$\bar{t}_l = \left(\frac{\sum_{i \neq j} (X_{ij}X_{ji})^{\frac{1}{2}}}{X_{ii}^{\frac{1}{2}} \sum_{j \neq i} X_{jj}^{\frac{1}{2}}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1. \quad (20)$$

Segundo Arvis et al (2015), \bar{t}_l 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, subestimaria casos em que tais custos bilaterais são altos, uma vez que os mesmos geram baixos fluxos comerciais e, portanto, baixos pesos de ponderação.

⁷ Um 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.

⁸ Para a derivação matemática dessa medida a partir do modelo gravitacional armingtoniano, ver Novy (2013).

⁹ Foi subtraída a unidade para transformar os custos de iceberg em custos *ad valorem*.

¹⁰ Mais uma vez, a derivação matemática foi aqui poupada, podendo ser consultada em Arvis et al (2015).

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 MODELO EMPÍRICO

A fim de investigar o efeito médio da produtividade do setor agrícola (TFP_A) sobre o nível de preços, foi estimado o seguinte modelo abaixo:

$$\log P = \beta \gamma_A \log (TFP_A) + \theta X + \varepsilon, \quad (21)$$

em que a variável dependente P é o nível de preços do país, capturado pela razão entre a taxa de câmbio PPP e a taxa de câmbio nominal. A variável $\log (TFP_A)$ está interagida com outra variável: a fração da despesa de consumo nacional direcionada aos bens do setor agrícola (γ_A). A justificativa para essa interação vem das discussões teóricas¹¹ que culminaram na equação (14). 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 $TFP_A^{\gamma_A}$.

O vetor de covariadas X , por sua vez, contém as variáveis de controle¹², que serão discutidas na seção 3.2. A amostra com dados completos para todas as variáveis em (21) contém um total de 101 países (listados no apêndice B), sendo utilizada em todas as estimações com produtividade agrícola, a fim de torná-las comparáveis. Partimos de uma estimativa básica e serão incluídos controles adicionais na tentativa de tornar os coeficientes mais robustos. Dessa forma, os seguintes controles serão incluídos nos modelos empíricos:

- 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, os mesmos controles são utilizados, de acordo com o modelo:

$$\log P = \beta \text{ trade costs} + \theta X + \varepsilon, \quad (22)$$

em que $\beta * 100$ é a semielasticidade do nível de preços em relação aos custos de comércio, e X contém as mesmas variáveis de controle utilizadas em (21). A amostra completa contém aqui 123 países, também listados no Apêndice B. Por fim, uma última estimativa é realizada juntando as duas variáveis de interesse, devido à possibilidade de elas estarem relacionadas entre si.

Todos os modelos são estimados 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, mas há diferenças metodológicas entre essas duas rodadas de coleta de dados que inviabilizaria a montagem de um painel para esses dois anos. (GELB e DIOFASI, 2016).

3.2 VARIÁVEIS E DADOS DO MODELO

3.2.1 Nível de Preços e PIB per capita

¹¹ Ademais, especificações alternativas – como a inclusão da produtividade agrícola de maneira isolada – não renderam coeficientes significantes.

¹² 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).

O primeiro teste empírico da hipótese Balassa-Samuelson se encontra no artigo original de Balassa (1964), uma regressão *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. 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 Balassa, e o presente trabalho não constitui exceção.

Pode-se argumentar, entretanto, que tais estudos, ao assumirem uma relação linear entre o nível de preços e o PIB per capita – ou entre os logaritmos deles –, podem haver cometido um erro de especificação. Uma análise da equação (11) parece apontar nessa direção: se A_T costuma crescer a taxas percentuais superiores a A_{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 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 capita¹³ – como as realizadas por Gelb e Diofasi (2016) e por Hassan (2016) –, parece ser uma especificação mais adequada, e será 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 os 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 subsectores 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 para o presente trabalho a rodada mais recente era a de 2011.

Embora não seja possível aproximar os setores disponíveis publicamente 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, será calculada 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):

$$Y_A^i = A_A^i (L_A^i)^{\alpha_A} (K_A^i)^{\beta_A} (T_A^i)^{1-\alpha_A-\beta_A} \quad (23)$$

$$A_A^i = \frac{Y_A^i}{(L_A^i)^{\alpha_A} (K_A^i)^{\beta_A} (T_A^i)^{1-\alpha_A-\beta_A}}, \quad (23)$$

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

¹³ 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 (decrecente) nesta última variável.

(hc) da *Penn World Table 9.1* (PWT 9.1) pela fração do emprego total correspondente ao setor agrícola ($lshare_A$), retirada do WDI:

$$L_A = emp * hc * lshare_A. \quad (24)$$

Para T_A , por sua vez, utilizam-se dados de terra arável da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO). Observe que, apesar do nome, este é um indicador de terras efetivamente utilizadas 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 Herrendorf e Valentinyi (2012), tal variável é repartida entre os setores da seguinte maneira:

$$K_A = \frac{\beta_A Y_A}{\beta_A Y_A + \beta_M Y_M + \beta_S Y_S} K, \quad (25)$$

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 todas normalizadas para seus respectivos valores nos EUA (US=1) antes de entrar em (23), 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 à medida agregativa proposta por Arvis et al (2015), exposta na equação (20) da seção 2.3. Para implementá-la, são necessários dados para: X_{ij} , as exportações do país i para o país j ; X_{ji} , as exportações em sentido contrário; X_{ii} e X_{jj} , o comércio intranacional de i e j (bens produzidos e consumidos no mesmo país), respectivamente; por fim, σ , a elasticidade de substituição entre os bens comercializáveis, entendidos aqui como bens do setor agrícola e do setor manufatureiro.

Para as exportações, foram utilizados dados 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 reais” 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, que são elevadas para alguns países¹⁴.

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 eliminar as exportações dos derivados de tais

¹⁴ 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).

produtos. A motivação é que o comércio de minérios não processados está mais ligado à questão da dotação de reservas nacionais, o que poderia afetar os resultados do estudo. 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, 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 UNNA¹⁵. 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. Esse 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, e a elasticidade de substituição foi, conforme o usual da literatura, igualada a oito, por representar o ponto mediano das estimações disponíveis (ARVIS ET AL, 2015). Realizados todos os procedimentos acima, passou-se ao cálculo dos custos de comércio.

3.2.4 Variáveis de controle

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. 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 nessa aglomeração de países, Gelb e Diofasi propuseram controlar primeiro para os subsídios ao setor energético enquanto % do PIB¹⁶, uma vez que estes costumam assumir valores elevados em países ricos em petróleo e gás. No entanto, 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 deste segundo caso, muitos estão em outro aglomerado de observações atípicas encontrado por Gelb e Diofasi (2016), constituído por países de renda média que são mais baratos do que o esperado – em cor verde na Figura 1. Subsídios elevados ao setor energético enquanto % do PIB podem ser encontrados, por exemplo, no Egito, Yemen, Bangladesh, Paquistão, Índia e Sri Lanka. 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 completa.

¹⁵ 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 obtidas 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 esse motivo, tais autores se ativeram a utilizar subsídios aos derivados do petróleo, computados pelo estudo de Clements (2013). Aqui, porém, a variável utilizada é mais abrangente, obtida pela soma dos subsídios ao petróleo com aqueles direcionados aos setores de gás natural, carvão e energia elétrica (disponíveis na mesma fonte). Como tais fontes de energia são insumos amplamente utilizados nas diversas atividades econômicas, espera-se que uma queda dos seus custos possa ter um efeito significativo sobre os preços dos bens finais.

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, passa pelo argumento de que, com a chegada de trabalhadores imigrantes, ocorreria um choque na oferta de mão de obra que baixaria 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 a queda, dado que muitos deles enviam remessas financeiras para familiares em seus países de origem. Tais remessas internacionais também levam o país em que trabalham a incorrer em superávits comerciais devido à depreciação de sua taxa de câmbio, baixando o nível de preços em relação a outros países.

Quanto à exogeneidade da variável de imigração, 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 suficiente¹⁷ 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. A *proxy* aqui utilizada para captar o impacto da imigração sobre o nível de preços 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.

PIB PPP e densidade populacional: Nas derivações da hipótese Balassa-Samuelson acima, foram utilizadas funções de produção com retornos constantes de escala. Existem, porém, argumentos de que a realidade muitas vezes se aproxima de um padrão de retornos crescentes de escala, ou seja, um aumento no emprego de fatores pode levar a um aumento mais do que proporcional do produto. 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, é esperado 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. Portanto, 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.

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, tributação excessiva, falta de liberdade para investir em negócios ou ativos, dentre muitos outros, podem tornar as atividades econômicas menos lucrativas ou inviáveis 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. Para capturar tais efeitos institucionais, foi aqui

¹⁷ Mesmo 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).

utilizado o índice de liberdade econômica do *World Heritage Foundation* (WHF), uma vez que o mesmo avalia os países segundo diversos critérios¹⁸.

conforme os pilares do Estado de direito (direitos de), tamanho do governo, eficiência regulatória e abertura dos mercados.

Índice de Gini: o nível de desigualdade econômica é controlado no presente estudo 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. Assim, a cesta de bens consumida pela maior parte da população pode ser bastante diferente e conter bens usados, autoprozuidos, 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. Dessa maneira, como *proxy* para o nível de desigualdade dos países, foi utilizado o índice de Gini calculado com base na renda disponível¹⁹, retirado da base de dados de Frederick Solt (2019). Depois, as observações foram complementadas com estimativas do WDI.

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 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. Quanto à exogeneidade dessa variável, a literatura argumenta que países pequenos não conseguem influenciar seus termos de troca (FEENSTRA, 2015). 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.

3.3 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis descritas acima, expostas na tabela 1, com algumas informações para interpretação das variáveis em parênteses, 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 os países apresentam, em média, 66% do nível de preços dos EUA, 33% de seu PIB per capita e 46% de sua produtividade agrícola. Por outro lado, os custos de comércio são, em média, de 150,10% sobre o preço dos bens comercializáveis, enquanto nos EUA tais custos são de 81,98%. O coeficiente de variação-CV (desvio padrão/média) mostra a dispersão das variáveis, que é mais elevada para densidade populacional, PIB PPP, subsídios e PIB per capita, sendo menos elevada para o índice de liberdade econômica, índice de Gini, termos de troca e custos de comércio.

Quanto aos países de mínimo e máximo para cada variável, estes são, respectivamente: Egito e Suíça (preços), Burundi e Luxemburgo (PIB per capita), Zimbábue e Nova Zelândia (TFP agrícola),

¹⁸ O Índice de Liberdade Econômica do WHF avalia 186 países segundo 12 critérios subdivididos em quatro pilares: Estado de Direito (direitos de propriedade, integridade do governo, efetividade do judiciário), Tamanho do Governo (gasto governamental, carga tributária, saúde fiscal), Eficiência Regulatória (liberdade de negócios, liberdade no mercado de trabalho, liberdade monetária) e Abertura dos Mercados (liberdade de comércio, liberdade de investimento, liberdade financeira). Todos os critérios recebem igual peso na montagem do índice, cujo valor vai de 0 (menos livre) a 100 (mais livre).

¹⁹ 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 pelo Estado.

Cingapura e Zimbábue (fração do consumo agrícola), Cingapura e Butão (custos de comércio), 59 países e Zimbábue (subsídios ao setor de energia), China e Cingapura (imigrantes internacionais), Namíbia e Cingapura (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).

Tabela 1: Estatística Descritiva das Variáveis

Variável	N	Média	Desvio Padrão	CV	Mínimo	Máximo
Preços (US=1)	123	0,66	0,315	0,48	0,272	1,626
PIB per capita (US=1)	123	0,33	0,437	1,32	0,005	2,321
TFP agric. (US=1)	101	0,46	0,296	0,64	0,060	1,487
Fração do consumo agric. (0-1)	101	0,18	0,122	0,68	0,027	0,533
Custos de comércio (%)	123	150,10	65,633	0,44	32,58	506,98
Subsídios (% do PIB)	123	1,35	2,590	1,92	0,00	15,0
Imigrantes Internac. (% pop.)	123	7,19	8,770	1,22	0,06	42,189
Densidade pop. (pessoas/km ²)	123	252,461	902,523	3,57	2,62	7.366,193
PIB PPP (bilhões de \$)	123	717,324	2.032,399	2,83	0,482	15.542,58
Liberdade econômica (0-100)	123	62,3	10,599	0,17	22,0	90,0
Índice de Gini (0-100)	123	38,15	8,322	0,22	23,9	65,3
Termos de Troca (ano 2000=100)	123	137,25	58,080	0,42	51,05	520,38

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

4 RESULTADOS

A Tabela 2 apresenta os resultados dos modelos empíricos especificados na seção 3.1, estimados por mínimos quadrados ordinários com erros padrão robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação. Quanto à exogeneidade das variáveis, a mesma foi discutida de um ponto de vista teórico na seção 3.2.

No que concerne a primeira variável de interesse – a produtividade agrícola –, esta foi incluída em log nos modelos por meio de um termo de interação com a fração do consumo nacional dedicada a bens agrícolas. O coeficiente encontrado representa, conforme explicado na seção 3.1, a elasticidade dos preços em relação ao termo $TFP_A^{\gamma_a}$, tendo sido fortemente significativo nos modelos (2) a (4), embora sua magnitude se reduza ligeiramente à medida que mais variáveis de controle são adicionadas. Termos interagidos como este são geralmente utilizados para modelar efeitos marginais ou elasticidades das variáveis individuais que não sejam 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 deu com bens do setor agrícola no ano de 2011. Assim, a elasticidade dos preços em relação à produtividade agrícola é:

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

Sendo β igual a -0,314 na presença do maior número de controles, teremos uma elasticidade da produtividade agrícola igual a -0,031, ou seja, o aumento de 1% na produtividade agrícola gerará uma queda de 0,031% no nível de preços do mesmo. No Zimbábue²⁰, por sua vez, $\gamma_a = 0,533$, fazendo com que tal elasticidade se eleve para -0,167.

É notado que tanto o sinal quanto o comportamento dessa relação estão 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 nas estimações (em vez de interagida), não é significativa.

²⁰ Os dados para γ_a estão disponíveis no ICP 2011, para aqueles que desejarem analisar a elasticidade de outros países.

Tabela 2 – Efeito da Produtividade Agrícola e dos Custos de Comércio sobre o Nível de Preços dos Países

	Variável Dependente							
	log preços							
	(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 intern.	-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 Densidade 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 econ.			-0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)		-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,004 (0,003)
Índice de 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)
$\gamma_A \log(TFP_A)^1$		-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)
Observações	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
R ² ajustado	0,858	0,874	0,886	0,885	0,836	0,872	0,872	0,871

Nota: *p<0,1; **p<0,005; ***p<0,01

¹Termo de interação entre as variáveis fração do consumo agrícola (γ_A) e log TFP agrícola

Quanto aos custos de comércio, seus coeficientes apresentaram baixa significância e muito pequeno em magnitude. 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. Uma possível explicação para esse resultado inesperado seria o de que os países ricos apresentam, ao mesmo tempo, custos de comércio mais baixos e preços mais altos – devido à hipótese Balassa-Samuelson (BS) tradicional. Os modelos estimados, porém, controlam para o efeito BS e para a riqueza dos países, então resta somente a possibilidade de que a medida de custos de comércio aqui utilizada possa apresentar certas distorções.

Uma primeira limitação, por exemplo, é que essa medida de custos de comércio depende da suposição de simetria dos custos de comércio bilaterais, a fim de poder ser computada – ou seja, exportar de *i* para *j* tem o mesmo custo de exportar de *j* para *i*. O cálculo de custos de comércio não simétricos provavelmente criaria uma distância maior entre as estimativas por grupo de renda, levando a resultados mais significativos.

Outra possibilidade é a de que tal medida de custos de comércio é incompleta, por ser derivada de um modelo gravitacional que 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, 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. Tal simplificação faz com que os custos de comércio sejam subestimados, especialmente para os países mais pobres, que em geral apresentam menor número de parceiros comerciais e vendem uma variedade menor de produtos no mercado internacional (TOMBE, 2015).

Por fim, cabe um comentário quanto aos coeficientes das variáveis de controle utilizadas, que, em geral, apresentam sinais condizentes com a teoria. O efeito Balassa-Samuelson mantém coeficientes elevados e fortes em todos os modelos, reforçando a literatura sobre esse tema. O índice de liberdade econômica, por sua vez, não apresentou significância em momento algum, embora o sinal negativo esteja de acordo com a teoria. Os termos de troca também não apresentaram efeito significativo, contrariando os resultados de De Gregorio e Wolf (1994).

Uma comparação entre os modelos (4) e (8), por sua vez, mostra que é necessária a presença dos custos de comércio para que a variável de migração internacional possa ter um efeito significativo, a uma semielasticidade bastante elevada de 0,8%. Isso se deve provavelmente a uma relação já observada entre as duas variáveis na literatura: a de que a presença de imigrantes tende a gerar fluxos comerciais maiores entre o país de residência e o país de origem (EGGER, VON EHRLICH e NELSON, 2012). Uma comparação entre os modelos (7) e (8), por fim, mostra que o coeficiente dos subsídios só se torna significativo na presença do termo de interação da produtividade agrícola, embora não se possa dizer que a correlação inversa entre as duas variáveis não seja espúria.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou analisar os efeitos da produtividade agrícola e dos custos de comércio sobre os desvios das taxas de câmbio em relação à teoria da paridade do poder de compra (PPP). Os resultados das estimações 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 estimações, uma vez que a produtividade agrícola só se torna significativa quando interagida com tal consumo relativo, o qual 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, como uma possível barreira aos processos de arbitragem. Aqui, buscou-se mensurar tais barreiras por meio da medida de custos de comércio desenvolvida por Arvis et al (2015), agregando dados do comércio agrícola e do comércio de manufaturas. No entanto, os resultados mostraram pouco ou nenhum efeito sobre o nível de preços dos países para essa medida de custos de comércio. Uma possível explicação seria a de que a medida de custos de comércio utilizada depende da suposição de simetria dos custos de comércio bilaterais, a fim de poder ser computada.

Outra possibilidade é que essa medida de custos de comércio seja incompleta, por ser derivada de um modelo gravitacional que 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). 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) – embora esta última se restrinja a barreiras tarifárias e não tarifárias.

Quanto às variáveis de controle, todas obtiveram significância pelo menos em alguns dos modelos, à exceção da liberdade econômica e dos termos de troca – neste último caso, contrariando De Gregorio e Wolf (1994). Os coeficientes dos subsídios ao setor de energia só se tornam significativos na presença da variável de produtividade agrícola, e o efeito da variável de migração internacional apresentou certa correlação com o efeito dos custos de comércio.

Em suma, espera-se que um aumento (redução) da produtividade agrícola, dos subsídios ao setor de energia, da quantidade de imigrantes estrangeiros, ou das economias de escala (densidade populacional, PIB PPP) reduza (aumente) o nível de preços do país. Já a relação entre os preços e o PIB per capita e o índice de Gini do país é positiva. Quanto aos custos de comércio, nada pode ser afirmado sem modelos teóricos e empíricos mais sofisticados.

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: 1995–2012**. The World Bank, 2015.

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

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.

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

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.

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.

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'économique**, 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.

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.

ANEXO A – AMOSTRA UTILIZADA NO CÁLCULO DOS CUSTOS DE COMÉRCIO

Tabela 3: Amostra utilizada no cálculo dos custos de comércio

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

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

ANEXO B – AMOSTRA UTILIZADA NAS ESTIMAÇÕES DO MODELO EMPÍRICO

Abaixo, países com um asterisco foram incluídos apenas nos modelos de produtividade agrícola (1 a 4), enquanto países com dois asteriscos foram incluídos apenas nos modelos com custos de comércio (5 a 7). Os demais foram incluídos em todas as estimações do estudo (1 a 8).

Tabela 4: Amostra utilizada nas estimações do modelo empírico

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

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