

O EFEITO DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE A DIVERSIFICAÇÃO GEOGRÁFICA DA PAUTA DE EXPORTAÇÃO: UMA INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA COM PAINEL DE DADOS NÃO-LINEAR

Alex Sander Souza do Carmo (UEPG)  
Maurício Vaz Lobo Bittencourt (PPGDE-UFPR)

**Resumo:** O objetivo central do presente trabalho é verificar se a volatilidade da taxa de câmbio tem algum efeito sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Em termos metodológicos, definiu-se como diversificação geográfica da pauta de exportação, o número de produtos exportados por um determinado país para os seus parceiros comerciais. Posteriormente, essa variável foi inserida em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados pela técnica econométrica de dados em painel não-linear. O período de análise compreendido no presente trabalho foi de 1995 a 2009 e o número de países considerados no estudo foi de 54. Os resultados indicam que o acréscimo de 1% na volatilidade da taxa de câmbio causa uma redução de 0,004% a 0,008% na diversificação geográfica da pauta de exportação.

**Palavras-chave:** Diversificação geográfica. Firms heterogêneas. Equação gravitacional.

**Abstract:** The main purpose of this study is to verify whether exchange rate volatility has an effect on the geographical diversification of export products. In the methodological terms, the geographical diversification was defined as the number of products exported by a country to its trading partners. Then, this variable was included in a gravity equation model, whose parameters were estimated by econometric technique of nonlinear panel data. The period of analysis was from 1995 to 2009 and the number of countries considered in the study was 54. The results indicate that the addition of 1% in the exchange rate volatility causes a reduction of 0.004% to 0.008% in the geographical diversification.

**Keywords:** Geographic diversification. Heterogeneous firms. Gravity equation.

## 1. INTRODUÇÃO

Entre os anos cinquenta e setenta o tema “diversificação” ocupava um centro de destaque na economia política. Os economistas da CEPAL, liderados por Raul Prebisch, apresentavam fortes argumentos de que os países em desenvolvimento deveriam deixar de exportar apenas produtos primários e passar a exportar produtos manufaturados. O argumento dos mesmos era balizado na depreciação dos termos de troca dos produtos primário frente aos produtos manufaturados; noutras palavra, argumentava-se que, ao longo do tempo, os países subdesenvolvidos deveriam exportar uma quantidade cada vez maior de produtos primários para importar uma mesma quantidade de produto manufaturado. Dessa forma, o argumento da CEPAL contradizia o modelo tradicional de comércio internacional, modelo de Hecksher-Ohlin (HO), que afirma que os países devem se especializar conforme as suas dotações de fatores.

Destaca-se que o argumento Cepalino motivou diversas políticas de substituição de importação ao redor do globo (por exemplo, a América Latina, o Leste Asiático e alguns países africanos desenvolveram políticas de Substituição de Importação), mas, sem discutir os méritos das políticas de substituição de importação, após os anos oitenta o debate em torno do tema “diversificação” tornou-se superado, onde a literatura centrou-se em torno do tema “estabilidade macroeconômica”.

Recentemente, após um longo tempo inerte, o tema “diversificação” voltou à tona. O principal motivo para que isso tenha ocorrido foi à constatação de que os países asiáticos apresentaram um intenso crescimento econômico nos últimos trinta anos, ao passo que os países da América Latina e da África continuaram crescendo a taxas diminutas. Nesse caso, uma hipótese levantada na literatura é a de que a diversificação da pauta de exportação realizada pelos países asiáticos teve um papel crucial nesse processo. Dessa forma, com essa motivação, a literatura empírica passou a investigar se existe uma relação positiva entre a diversificação da pauta de exportação e o crescimento econômico, nesse caso, a relação positiva entre essas variáveis é corroborada nos seguintes trabalhos: Al-Marhubi (2000); Berthélemy e Chauvin (2000); Hesse (2008) e Agosin (2009).

Conforme Agosin (2009) o impacto positivo da diversificação sobre o crescimento é causado por dois efeitos. Em primeiro lugar, está o efeito *portfólio*. Nesse caso, quanto maior o grau de diversificação da pauta de exportação, menor será a volatilidade da receita da exportação. Exportação menos volátil está associada a uma menor volatilidade da taxa de crescimento do PIB, e uma menor volatilidade da renda, por sua vez, tem um impacto positivo sobre o crescimento econômico.

Em segundo lugar, existe o efeito dinâmico da diversificação. O crescimento de longo prazo está associado à introdução de novos produtos no sistema econômico, sendo assim, em países que possuem poucas fontes de crescimento da produtividade, a maior parte dos avanços da mesma advém do processo de investimento. Nesse caso, como os bens de capital estão associados a diferentes níveis de produtividade, a abertura de novos setores industriais na economia poderá causar uma externalidade positiva sobre os setores pré-existentes, em consequência, ocorrerá um aumento do nível de produtividade de todo o sistema econômico.

Desse modo, motivados pela importância da diversificação da pauta de exportação para o crescimento econômico, alguns trabalhos objetivam identificar os principais fatores que determinam a diversificação da pauta de exportação dos países (Dennis e Shepherd, 2007, Shepherd, 2008; Pacheco e Pierola, 2008; Agosin *et al.*, 2009; Debaere e Mostashari, 2010; Ferdous, 2011). Particularmente, é nessa linha de pesquisa que se enquadra o presente trabalho.

Um ponto importante a destacar acerca dos trabalhos anteriormente citados refere-se ao fato dos mesmos analisarem a diversificação sob o ponto de vista do produto, sem levar em consideração o ponto de vista geográfico. Conforme Pacheco e Pierola (2008) a diversificação da pauta de exportação pode ocorrer de duas formas. Primeira, por meio da introdução de novos produtos à cesta de produtos exportados. Segunda, o país pode aumentar o número de parceiros comerciais. Sendo assim, na primeira situação, a diversificação da pauta de exportação é analisada sob o ponto de vista do produto, ao passo que, na segunda, a diversificação é analisada sob o ponto de vista geográfico.

Shepherd (2008) e Pacheco e Pierola (2008) são os poucos trabalhos que tentam identificar os determinantes da diversificação geográfica da pauta de exportação. Nesses trabalhos, evidenciou-se que o tamanho do mercado interno e o tamanho do mercado do parceiro comercial têm efeitos positivos sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação, já a distância geográfica tem um efeito negativo sobre a referida variável.

Dessa forma, tendo em vista contribuir com a esta literatura empírica, o presente trabalho tem como objetivo central analisar se existe alguma relação entre a volatilidade da taxa de câmbio e a diversificação geográfica da pauta de exportação. É importante salientar que existe uma extensa literatura que analisa o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre os fluxos comerciais, mas não existem trabalhos que analisam o impacto dessa variável sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação.

Vale destacar que os estudos teóricos e empíricos sobre os impactos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional emergiram na literatura em meados dos anos setenta, após o colapso do sistema de *Bretton Woods*. Numa extensa revisão de literatura acerca do tema, Côté (1994) identifica que os resultados obtidos pelos estudos empíricos são bastante divergentes, pois se encontram evidências de que a taxa de câmbio pode ter um impacto positivo ou negativo sobre os fluxos comerciais. Todavia, a maior parte desses trabalhos identifica que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre o comércio.

Particularmente, no presente trabalho, acredita-se que a volatilidade da taxa de câmbio tem um impacto negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. A relação negativa entre essas variáveis pode ser balizada no modelo teórico de firmas heterogêneas de Helpman *et al.* (2008). Sucintamente, esse modelo estabelece que o número de produtos exportados é inferior ao número de produtos produzidos internamente, tendo em vista que a inserção dos produtos no mercado internacional depende do nível de produtividade das firmas domésticas e dos custos de comércio. Nesse caso, como as firmas domésticas são heterogêneas em termos de produtividade, apenas as firmas mais produtivas conseguem superar os custos de comércio e inserir o seu produto no mercado internacional.

Adicionalmente, como os custos de comércio variam entre os parceiros comerciais, o número de produtos exportados pelas firmas domésticas também será distinto entre os mesmos; isto é, a pauta de exportação de um determinado país pode ser extremamente diversificada em um mercado  $x$ , mas pode ser extremamente concentrada em um mercado  $y$ , caso os custos de entrada no mercado  $y$  sejam superiores aos custos de entrada no mercado  $x$ . Nesse caso, acredita-se que a volatilidade da taxa de câmbio constitui-se numa resistência ao comércio, aumentando, dessa forma, os custos de comércio. A elevação dos custos de comércio, por sua vez, tem um impacto negativo sobre as exportações das firmas menos produtivas, que não conseguem inserir os seus produtos nos mercados dos parceiros comerciais, e passam a comercializar o seu produto apenas no mercado doméstico.

Em termos metodológicos, definiu-se como diversificação geográfica da pauta de exportação o número de produtos exportados por um determinado país para os seus parceiros comerciais. Ademais, essa variável foi utilizada como uma variável dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados pela técnica

econométrica *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML). O período de análise compreendido no presente trabalho foi de 1995 a 2009 e o número de países considerados no estudo foi de 54.

Os principais resultados obtidos no presente trabalho indicam que o tamanho do mercado doméstico, o tamanho do parceiro comercial e o compartilhamento de idioma têm efeitos positivos sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação, já a distância geográfica e a volatilidade da taxa de câmbio têm efeitos negativos sobre a referida variável. Os resultados indicam que o acréscimo de 1% na volatilidade da taxa de câmbio causa uma redução de 0,004% a 0,008% na diversificação geográfica da pauta de exportação.

O trabalho está estruturado da seguinte forma. Na seção 2, descreve-se, sucintamente, o modelo de firmas heterogêneas de Helpman *et al.* (2008), que será utilizado como o referencial teórico do presente trabalho. Na seção 3, apresentam-se o modelo empírico bem como a estratégia utilizada para a estimação dos parâmetros. Na seção 4, discutem-se os resultados obtidos. Na seção 5 analisa-se a robustez dos resultados obtidos na seção 4. Por fim, na seção 6, apresentam-se as considerações finais.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Como ressaltado na introdução, o objetivo principal do presente trabalho é verificar se a volatilidade da taxa de câmbio tem algum efeito sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Para tanto, utilizaremos como referencial teórico o modelo de firmas heterogêneas de Helpman *et al.* (2008). De forma sucinta, o mesmo pode ser descrito da seguinte forma.

Inicialmente, considera-se a existência de  $J$  países ( $j = 1, 2, \dots, J$ ), onde todos produzem internamente uma cesta contínua de bens. A função de utilidade do  $j$ -ésimo país é dada por:

$$u_j = \left[ \int_{l \in B_j} x_j(l)^\alpha dl \right]^{1/\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

Em que,  $x_j(l)$  denota o consumo do produto  $l$  e  $B_j$  é o conjunto de produtos disponível para o consumo no país  $j$ . Destaca-se que o parâmetro  $\alpha$  determina a elasticidade de substituição entre os produtos, igual a:  $\varepsilon = 1/(1 - \alpha)$ . Ressalta-se que a elasticidade de substituição será a mesma para todos os países e para todos os produtos. O nível de renda do país  $j$  ( $Y_j$ ) será igual ao seu nível de dispêndio e, por conseguinte, a demanda no país  $j$ , pelo produto  $l$ , será dada por:

$$x_j(l) = \frac{\check{p}_j(l)^{-\varepsilon} Y_j}{P_j^{1-\varepsilon}} \quad (2)$$

Onde,  $\check{p}_j(l)$  denota o preço do produto  $l$  no país  $j$  e  $P_j$  denota o índice de preço desse país:

$$P_j = \left[ \int_{l \in B_j} \check{p}_j(l)^{1-\varepsilon} dl \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (3)$$

Alguns produtos consumidos no país  $j$  serão produzidos internamente, enquanto outros serão importados dos parceiros comerciais. Destaca-se que o país  $j$  possui um total de

$N_j$  firmas, onde cada uma delas produz apenas um único produto, que é diferenciado. Os produtos produzidos no país  $j$  são distintos dos produtos produzidos no país  $i$ .

A firma do país  $j$  produz uma unidade de produto com uma combinação de insumos que é minimizadora de custo,  $c_j a$ , onde  $a$  refere-se à cesta de insumos utilizada pela firma para a produção de uma unidade de produto e  $c_j$  mensura o custo dessa cesta de insumos. O custo  $c_j$  é específico do país, isto é, reflete as diferenças entre os países no que tange a dotação de fatores, ao passo que  $a$  é específico da firma, nessa situação, esse parâmetro refletirá as diferenças de produtividade entre as firmas do país  $j$ . O inverso de  $a$ ,  $1/a$ , será o nível de produtividade da firma. Esse nível de produtividade está associado a uma função de distribuição cumulativa,  $G(a)$ , onde  $[a_L, a_H]$  descreve a distribuição de  $a$  entre as firmas, nesse caso,  $a_H > a_L > 0$ ; isto é,  $a_H$  corresponde ao nível máximo de produtividade alcançado pela firma, ao passo que  $a_L$  denota o nível mínimo. Essa distribuição será igual para todos os países.

Assume-se ainda que as firmas devem quitar apenas o custo de produção quando comercializam os seus produtos no mercado doméstico,  $c_j a$ , mas para exportarem os seus produtos para o país  $i$ , adiciona-se ao custo de produção ( $c_j a$ ), o custo fixo de entrada no mercado internacional ( $c_j f_{ij}$ ) e o custo de transporte, do tipo “iceberg”, formalmente, tem-se  $f_{ij} = 0$  e  $\tau_{jj} = 1$  para  $j = j$ , para as vendas no mercado doméstico, e  $f_{ij} > 0$  e  $\tau_{ij} > 1$  para  $i \neq j$ , quando o produto é exportado. Um ponto importante a destacar é que o custo fixo de entrada varia conforme o mercado de destino; isso indica que o número de firmas exportadoras varia conforme o parceiro comercial.

A estrutura de mercado opera em competição monopolística. A função de demanda descrita em (1) implica que todas as firmas do país  $j$  utilizam uma combinação de insumos  $a$  que maximiza a sua função lucro, sendo que o preço do produto será dado por:  $p_j(a) = c_j a / \alpha$ ; isto é, o mesmo terá um *markup* sobre o custo marginal. Caso a firma do país  $j$  comercialize o produto  $l$  no país  $i$ , o preço de venda será igual a:

$$\check{p}_j(l) = \tau_{ij} \frac{c_j a}{\alpha} \quad (4)$$

Como resultado, a função lucro para a venda do produto  $l$ , no país  $i$ , será igual a:  $\pi_{ij}(a) = (1 - \alpha) \left( \frac{\tau_{ij} c_j a}{\alpha P_i} \right)^{1-\varepsilon} Y_i - c_j f_{ij}$ . Evidentemente, as vendas para o mercado doméstico serão sempre lucrativas, tendo em vista que  $f_{ij} = 0$ . Nos casos em que  $i \neq j$ , as vendas serão lucrativas apenas quando  $a \leq a_{ij}$ , em que  $a_{ij}$  é deninido por  $\pi_{ij}(a_{ij}) = 0$ ; isto é, apenas as firmas que tiverem níveis de produtividade acima de um determinado nível de produtividade irão comercializar o seu produto no mercado do país  $i$ . Ademais, o número de firmas que exportam de  $j$  para  $i$  também poderá ser igual a zero, caso  $a_{ij} \leq a_L$ . Essa situação explica o porquê de alguns países não realizarem o comércio entre si. Para os casos em que  $a_{ij} \geq a_H$ , todas as firmas do país  $j$  exportarão para o país  $i$ .

Contudo, devido à possibilidade da existência de firmas exportadoras e não-exportadoras, o volume comercial bilateral será dado por:

$$V_{ij} = \begin{cases} \int_{a_L}^{a_{ij}} a^{1-\varepsilon} dG(a) & \text{para } a_{ij} \geq a_L \\ 0 & \text{em caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

Conforme a função de demanda descrita em (1) e a equação do preço descrita em (3), o volume que o país  $i$  importará do país  $j$  será:

$$M_{ij} = \left( \frac{C_j \tau_{ij}}{\alpha P_i} \right)^{1-\varepsilon} Y_i N_j V_{ij} \quad (6)$$

Em resumo, o modelo de Helpman *et al.* (2008) estabelece que a penetração dos produtos nos mercados dos parceiros comerciais ocorre em função do nível produtividade das firmas domésticas e dos custos fixos de entrada nesses mercados. Nesse caso, como as firmas possuem diferentes níveis de produtividade, apenas as firmas mais produtivas conseguem penetrar os seus produtos no mercado internacional. Adicionalmente, como os parceiros comerciais possuem distintos custos fixos de entrada, pode ocorrer à situação em que a firma consiga penetrar o seu produto no mercado do país  $j$ , mas não consiga fazê-lo no mercado do país  $m$ . Em consequência, em nível agregado, o número de produtos exportados pelo país  $i$  para o país  $j$ , pode ser distinto do número de produtos exportados pelo país  $i$  para o país  $m$ .

### 3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

#### 3.1. Modelo econométrico

O modelo empírico utilizado no presente trabalho será fundamentado na equação gravitacional de comércio. Sucintamente, a equação gravitacional estabelece que o comércio internacional seja positivamente relacionado ao tamanho econômico dos países e inversamente às resistências multilaterais ao comércio, conforme Anderson e van Wincoop (2003). Vale destacar que, apesar da equação gravitacional ser amplamente utilizada na estimação do volume de comércio, mais recentemente, a mesma vem sendo empregada na análise dos determinantes da diversificação da pauta de exportação, como, por exemplo, nos trabalhos de Dennis e Shepherd (2007) e Shepherd (2008).

Especificamente, no presente trabalho, a equação gravitacional a ser estimada possui a seguinte configuração:

$$DIV_{ijt} = \exp(\alpha_0 + \alpha_t + \alpha_{ij} + \beta_1 VOL_{ijt} + \beta_2 \ln PIB_{it} + \beta_3 \ln PIB_{jt} + \beta_4 \ln DIST_{ij} + \beta_5 APC_{ijt} + \beta_6 FRONT_{ij} + \beta_7 IDIOMA_{ij}) u_{ijt} \quad (7)$$

No que se segue dessa subseção, serão descritas as variáveis que integram o modelo econométrico descrito na equação (7).

##### 3.1.1. Variável dependente

Ali *et al.* (1991) definem a diversificação da pauta de exportação como uma mudança na composição no *mix* de produtos exportados, onde essa mudança pode ser tanto pela alteração da participação (*share*) dos produtos na cesta comercializada quanto pela incorporação de novos produtos à mesma. Sendo assim, diante dessa definição, a diversificação da pauta de exportação de um determinado país pode ser mensurada de diversas formas: i) por meio de índices de concentração (Berthélemy e Chauvin, 2000; Agosin *et al.*, 2009; Ferdous, 2011); ii) pela contagem do número de produtos exportados (Pacheco, 2006; Dennis e Shepherd, 2007; Shepherd, 2008); ou iii) pelo cômputo de um índice que leva em conta a produtividade dos produtos exportados (Hausman e Klinger, 2007)<sup>1</sup>.

Desse modo, para ficar mais próximo do referencial teórico utilizado no presente trabalho, será considerado como diversificação geográfica da pauta de exportação, o número

<sup>1</sup> Samen (2010) apresenta várias metodologias de mensuração da diversificação da pauta de exportação.

de produtos exportados pelo país  $i$  para o país  $j$  no ano  $t$ . Formalmente, isso pode ser representado da seguinte forma:

$$D_{ijt}^k = \begin{cases} 1 & \text{se } X_{ijt}^k > 0 \\ 0 & \text{se } X_{ijt}^k = 0 \end{cases} \quad (8)$$

Onde,  $X_{ijt}^k$  se refere à exportação do produto  $k$ , do país  $i$  para o país  $j$ , no ano  $t$ . Assim, a diversificação da pauta de exportação do país  $i$  (exportador) no país  $j$  (importador) no ano  $t$ , será igual a:

$$DIV_{ijt} = \sum_{k=1}^n D_{ijt}^k \quad k = (1, 2, \dots, n) \quad (9)$$

Devido a *proxy* de diversificação adotada, é imprescindível fazer um breve comentário daquilo que está sendo considerado como produto. Destaca-se que a base de dados ideal para a condução do presente trabalho seria ao nível da firma, pois, nessa situação, seria possível mapear todos os produtos exportados pelas firmas para os mais diferentes mercados. Contudo, como essa base de dados não está disponível para os autores, utilizar-se-á como *proxy* dos produtos, as categorias a seis dígitos do Sistema Harmonizado. Dessa forma, o número total de produtos que o país  $i$  pode exportar para o  $j$ -ésimo parceiro comercial, no ano  $t$ , será igual a 5.038.

Os dados utilizados para o cômputo da diversificação da pauta de exportação são oriundos da base BACI<sup>2</sup>. É importante ressaltar que a utilização desta base de dados possui, pelo menos, dois problemas potenciais. Primeiro, conforme Baldwin (2006), refere-se ao fato de que os dados a seis dígitos, apesar de serem extremamente desagregados, não mensuram o número total de produtos individuais exportados pelo país, pois um grande número de produtos pode estar compreendido sob uma mesma categoria. Sendo assim, entende-se que a classificação adotada no presente trabalho subestima o verdadeiro número de produtos exportados pelos países.

O segundo problema potencial que enfrentamos refere-se ao fato de que a base de dados BACI computa apenas os fluxos comerciais acima de US\$ 1.000. Desse modo, o número de categorias exportadas pelos países pode ser mais elevado do que o reportado no presente trabalho.

---

<sup>2</sup> A BACI é publicada pelo *Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales* (CEPII) e está disponível para o *download* no sítio: <http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/baci.htm>. Para maiores detalhes da base BACI, ver Gaulier e Zignago (2010).

Tabela 1 – Estatística descritiva da diversificação geográfica da pauta de exportação (os valores se referem ao período de 1995 a 2009).

Posição	País exportador	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
1	Estados Unidos	3.271	986	260	4.938
2	Alemanha	3.062	1.215	493	4.883
3	Itália	2.665	1.096	227	4.692
4	França	2.591	1.240	174	4.821
5	Reino Unido	2.558	1.280	205	4.684
6	China	2.410	1.031	202	4.401
7	Holanda	2.094	1.256	149	4.791
8	Espanha	2.030	995	130	4.523
9	Bélgica/Luxemburgo	1.930	1.180	90	4.809
10	Japão	1.803	1.111	132	4.296
11	Suíça	1.642	1.007	94	4.346
12	Suécia	1.424	1.021	46	4.198
13	Índia	1.385	897	36	3.842
14	Coréia do Sul	1.373	896	110	3.925
15	Áustria	1.275	1.064	0	4.217
16	Dinamarca	1.267	996	54	3.853
17	Hong Kong	1.245	819	64	4.511
18	Canadá	1.207	794	35	4.565
19	Brasil	1.013	726	0	3.084
20	Cingapura	943	999	0	4.517
21	Áustrália	927	975	8	4.156
22	México	884	786	0	4.208
23	Turquia	874	773	3	3.168
24	Malásia	850	824	4	3.980
25	Indonésia	844	729	0	3.356
26	Finlândia	832	721	17	3.303
27	Polônia	776	857	2	3.812
28	Noruega	743	751	4	3.520
29	Portugal	707	717	9	3.719
30	Irlanda	648	651	14	3.656
31	Hungria	611	681	1	3.064
32	Argentina	525	624	7	2.782
33	Grécia	453	501	1	2.158
34	Rússia	444	450	0	2.099
35	Nova Zelândia	435	571	1	3.308
36	Chile	349	408	0	1.948
37	Colômbia	328	476	1	2.318
38	Peru	230	287	0	1.494
39	Guatemala	193	422	0	2.313
40	Costa Rica	188	304	0	1.524
41	Tunísia	184	309	0	1.949
42	Venezuela	160	270	0	2.018
43	Equador	133	189	0	1.152
44	El Salvador	124	294	0	1.632
45	Uruguai	122	186	0	1.454
46	Honduras	95	201	0	1.172
47	Costa do Marfim	60	100	0	604
48	Nicarágua	53	114	0	645
49	Nigéria	50	79	0	438
50	Ghana	49	71	0	357
51	Paraguai	44	73	0	522
52	Senegal	38	73	0	591
53	Jamaica	37	92	0	747
54	Camarões	32	49	0	348

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os países foram elencados conforme a magnitude da média.

No presente trabalho, utilizou-se a metodologia descrita nessa subseção para a mensuração da diversificação geográfica da pauta de exportação de 54 países<sup>3</sup>, durante o período compreendido entre 1995 a 2009. Destaca-se que esses dados estão reportados na Tabela 1. Nota-se que os Estados Unidos, a Alemanha e a Itália são os países que possuem as maiores diversificações geográficas da pauta de exportação, onde esses países conseguem penetrar no mercado dos parceiros comerciais, em média, 3.271, 3.062 e 2.665 produtos, respectivamente. No outro extremo, o Senegal, a Jamaica e o Camarões são os países que menos penetram produtos nos mercados dos parceiros comerciais, em que os mesmos penetram, em média, apenas 38, 37 e 32 produtos, respectivamente. Especificamente, o Brasil ocupa o décimo nono lugar, inserindo, em média, 1.013 produtos nos mercados dos parceiros comerciais.

### 3.1.2. Variáveis explicativas

As variáveis explicativas que integram o modelo econométrico descrito na equação (7) são:

$VOL_{ijt}$  denota uma medida de volatilidade da taxa de câmbio entre os países  $i$  e  $j$  no tempo  $t$ . Nesse caso, destaca-se que na literatura empírica é possível encontrar diversas medidas de volatilidade da taxa de câmbio, mas como não existe uma medida que seja superior em relação às demais, sendo assim, no presente trabalho, utilizaremos três medidas de volatilidade. A primeira delas, seguindo Frankel e Wei (1993), Dell’Ariccia (1998), Rose (2000), Bittencourt *et al.* (2007) e Tenreyro (2007), será o desvio-padrão da primeira diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio bilateral (mensal) entre os países  $i$  e  $j$ , no ano  $t$ , ou seja<sup>4</sup>:

$$S_{ijt} = dp[\ln(e_{ijt,m}) - \ln(e_{ijt,m-1})], \quad (m = 1,2, \dots, 12.) \quad (10)$$

A segunda medida, seguindo Hondroyiannis *et al.* (2005), será a diferença relativa entre o valor máximo e mínimo da taxa de câmbio bilateral (mensal) entre os países  $i$  e  $j$  no ano  $t$ , isto é:

$$V_{ijt} = (e_{ijt,m}^{\text{Max}} - e_{ijt,m}^{\text{Min}}) / e_{ijt,m}^{\text{Min}}, \quad (m = 1,2, \dots, 12.) \quad (11)$$

Por fim, a terceira medida de volatilidade, seguindo Araújo (2011), será o coeficiente de variação da taxa de câmbio bilateral mensal entre os países  $i$  e  $j$  no ano  $t$ , ou seja:

$$W_{ijt} = \sqrt{(e_{ijt,m} - \bar{e}_{ijt,m})^2} / \bar{e}_{ijt,m}, \quad (m = 1,2, \dots, 12.) \quad (12)$$

Com a utilização dessas três medidas espera-se encontrar resultados mais fidedignos acerca do efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre a diversificação geográfica da pauta

<sup>3</sup> Os países estão reportados no Apêndice I.

<sup>4</sup> Clark *et al.* (2004) ressalta que no curto-prazo, onde os custos de produção são conhecidos e os preços de exportação e importação estão determinados, a taxa de câmbio exposta à firma será uma função da taxa de câmbio nominal. Já no longo-prazo, quando os custos de produção, bem como os preços de exportação e importação são flexíveis, a utilização da taxa de câmbio real é mais apropriada. Entretanto, Clark *et al.* (2004) ressaltam que, como as taxas nominal e real possuem uma elevada correlação, a utilização de uma ou da outra, provavelmente, não deve prejudicar a mensuração da volatilidade e, em consequência, os resultados econométricos. Dessa forma, no presente trabalho, optou-se pela utilização da taxa de câmbio real.

de exportação. Particularmente, seguindo o referencial teórico utilizado no presente trabalho, acredita-se que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Isso ocorre porque a volatilidade da taxa de câmbio tende a aumentar os custos de comércio, reduzindo, dessa forma, a inserção internacional dos produtos procedentes das firmas menos produtivas. Sendo assim, espera-se que  $\beta_1 > 0$ .

**PIB<sub>it</sub>** denota o Produto Interno Bruto do país  $i$ , no tempo  $t$ . No presente trabalho, considera-se que essa variável pode ser considerada como uma *proxy* do nível de atividade do país exportador. Nesse caso, acredita-se que o aumento do nível de atividade provoca um efeito positivo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação  $\{\beta_2 > 0\}$ .

**PIB<sub>jt</sub>** denota o Produto Interno Bruto do país  $j$ , no tempo  $t$ . No presente trabalho, considera-se que essa variável denota uma *proxy* do nível de atividade do  $j$ -ésimo parceiro comercial. Nesse caso, acredita-se que o aumento no nível de atividade  $j$ -ésimo parceiro comercial tem um impacto positivo sobre a diversificação da pauta de exportação do país  $i$   $\{\beta_3 > 0\}$ .

**DIST<sub>ij</sub>** denota a distância geográfica entre os países  $i$  e  $j$ . Seguindo a literatura, a distância geográfica é utilizada como uma *proxy* do custo de transporte (Nilsson, 1999), dessa forma, a mesma é vista como uma barreira natural ao comércio internacional. Assim, espera-se que a distância geográfica tem um efeito negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação  $\{\beta_4 < 0\}$ .

**APC<sub>ij</sub>** é uma variável que assume valor igual a 1 quando os países  $i$  e  $j$  possuem acordo preferencial de comércio e 0 em caso contrário. Acredita-se que a firmação de um acordo preferencial de comércio tende a reduzir os custos fixos de entrada nos mercados dos parceiros comerciais e, com isso, facilitar a diversificação geográfica da pauta de exportação dos países envolvidos  $\{\beta_6 > 0\}$ .

**FRONT<sub>ij</sub>** é uma variável que assume valor igual a 1 quando os países  $i$  e  $j$  são adjacentes e 0 em caso contrário. Acredita-se que a presença de fronteiras diminui os custos de transporte, facilitando a diversificação geográfica da pauta de exportação  $\{\beta_7 > 0\}$ .

**IDIOMA<sub>ij</sub>** é uma variável com valor igual a 1 quando os países  $i$  e  $j$  possuem o mesmo idioma e 0 em caso contrário. Conforme Andersson (2007) a presença de idioma comum entre os parceiros comerciais tende a diminuir os custos de comunicação, por conseguinte, isso pode ter um impacto positivo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação  $\{\beta_8 > 0\}$ .

Além das variáveis anteriormente especificadas, o modelo empírico descrito em (7) possui:  $\alpha_0$ , que é o intercepto comum para todos os anos e para todas as relações bilaterais de comércio;  $\alpha_t$ , que é o intercepto que capta o efeito do tempo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação<sup>5</sup>;  $\alpha_{ij}$ , que é o intercepto que capta a heterogeneidade não-observada, que está presente nas relações bilaterais de comércio;  $u_{ijt}$ , que é o termo de erro idiossincrático.

A base de dados utilizada no presente trabalho compreende os fluxos bilaterais de comércio entre 54 países, durante o período compreendido entre 1995 a 2009. Combinando as observações de *cross section* com as observações de série de tempo, dispomos de um painel de dados com 42.930 observações. Mais informações acerca da base de dados utilizada no presente trabalho podem ser obtidas nos Apêndices II e III. Especificamente, o Apêndice II descreve as variáveis utilizadas no modelo empírico, bem como a origem dos dados; já o Apêndice III reporta as estatísticas descritivas das variáveis.

<sup>5</sup> No presente trabalho, o efeito do tempo será captado por meio de variáveis dicotômicas. Nesse caso, serão inseridas no modelo empírico um total de  $(t-1)$  variáveis dicotômicas, onde  $t$  denota o número de anos.

### 3.2. Estratégia de estimação dos parâmetros

Conforme a literatura, a prática tradicional de estimação do modelo gravitacional consiste em logaritmizar ambos os lados da equação (7) e estimá-la por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Contudo, no presente trabalho, seguindo Santos Silva e Tenreyro (2005), a equação gravitacional será estimada pela técnica econométrica *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML). Destaca-se que com a utilização da mesma, a equação gravitacional será estimada na sua forma não-linear, tal como especificada na equação (7).

Optou-se por estimar a equação gravitacional pela técnica *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML) por três motivos. Em primeiro lugar, é sabido que o logaritmo natural não é definido para o valor zero. Especificamente, no presente trabalho, isso pode constituir-se em um problema, pois, para 815 observações, o valor da variável dependente **DIV** é igual a zero. Sendo assim, as mesmas serão excluídas das estimações caso seja realizada a logaritmização das variáveis. Conforme Westerlund e Wilhelmsson (2011) a exclusão dessas variáveis poderá causar um viés de seleção na amostra, o que pode causar uma inconsistência nos parâmetros obtidos nas estimações.

Em segundo lugar, a desigualdade de Jensen afirma que  $E(\ln y) \neq \ln E(y)$ ; isto é, o valor esperado do logaritmo natural de uma variável aleatória é distinto do logaritmo natural do seu valor esperado. Conforme Santos Silva e Tenreyro (2005) uma importante implicação da desigualdade de Jensen é que os parâmetros obtidos por MQO, com as variáveis logaritmizadas, são inconsistentes caso o termo de erro idiosincrático seja heterocedástico.

Em terceiro lugar, a variável dependente (**DIV**) do modelo descrito em (7) possui valores discretos. Conforme Cameron e Trivedi (2005), nessa situação, a distribuição de Poisson se ajusta melhor aos dados do que a distribuição normal; lembrando que essa última é assumida no momento da estimação do modelo MQO.

## 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na presente seção analisa-se o efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Entretanto, antes de passar à análise dos resultados, convém salientar algumas complicações encontradas no momento da estimação do modelo econométrico.

Como ressaltado na apresentação do modelo econométrico (subseção 3.1), considerou-se que, entre as variáveis explicativas, está presente a heterogeneidade não observada ( $\alpha_{ij}$ ). Conforme Cheng e Wall (2005) a heterogeneidade não observada pode estar associada aos fatores culturais, políticos, étnicos ou geográficos, sendo que, na sua presença, um país pode exportar um número diferente de produtos para outros dois parceiros comerciais, mesmo que esses dois parceiros comerciais tenham o mesmo PIB e sejam equidistantes do país exportador. Dessa forma, sob o ponto de vista econométrico, a heterogeneidade não observada pode causar uma inconsistência nos resultados, caso a mesma não seja corretamente controlada.

Conforme Wooldridge (2002) a heterogeneidade pode ser facilmente controlada por meio das técnicas econométricas de dados em painel. Nesse caso, o modelo empírico descrito em (7) pode ser estimado no formato *Pooled*, com Efeitos-Aleatórios ou com Efeitos-Fixos. Destaca-se que, caso a heterogeneidade não observada não seja correlacionada com as variáveis explicativas, o modelo pode ser estimado tanto na forma *Pooled* quanto com Efeitos-Aleatórios, mas estimações mais eficientes serão obtidas por meio do modelo com Efeitos Aleatórios. Por outro lado, quando a heterogeneidade não observada é correlacionada com as variáveis explicativas, o modelo deve ser estimado com Efeitos-Fixos. Especificamente, no presente trabalho, o modelo econométrico descrito em (7) foi estimado

na forma *Pooled*, com Efeitos-Aleatórios e com Efeitos-Fixos. Destaca-se que a estimação por diferentes técnicas de painel torna-se importante, pois possibilita identificar de que forma os resultados se modificam conforme o tratamento dado à heterogeneidade não observada.

Outra complicação encontrada na estimação do modelo econométrico esteve relacionada ao pressuposto básico da distribuição de Poisson. Destaca-se que o pressuposto básico da distribuição de Poisson assume a igualdade entre a média e a variância (propriedade de equidispersão), mas, com uma rápida inspeção na estatística descritiva reportada no Apêndice III, é possível verificar que a variável dependente do modelo econométrico (**DIV**) possui média e variância extremamente distintas, violando o referido pressuposto. Entretanto, a violação do pressuposto básico da distribuição de Poisson não altera a consistência dos resultados obtidos, mas para obter uma medida confiável do erro-padrão e, conseqüentemente, da significância estatística do parâmetro, o modelo deve ser estimado com variância robusta. Sendo assim, no presente trabalho, o erro-padrão foi estimado por *bootstrap* (com 200 replicações).

Após esse pequeno adendo acerca das complicações encontradas na estimação do modelo econométrico, realiza-se a análise dos resultados, os quais estão reportados nas Tabelas 2, 3 e 4. Nessas, encontram-se as estimações do modelo PPML na forma *Pooled*, com Efeitos-Aleatórios e com Efeitos-Fixos. Destaca-se que, de maneira geral, a maioria das variáveis é estatisticamente significativa e apresenta o sinal esperado. Um ponto importante a ressaltar é que os resultados obtidos pelos modelos com Efeitos-Aleatórios e com Efeitos-Fixos são praticamente idênticos, tanto em termos de magnitude dos parâmetros quanto em nível de significância.

Tabela 2 – Resultado da estimação do modelo econométrico.

Variável dependente: <b>DIV<sub>ijt</sub></b>			
Variável explicativa	Coeficiente		
	<i>Pooled</i>	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
<b>S<sub>ijt</sub></b>	<b>-2,763</b> [0,000]	<b>-0,214</b> [0,000]	<b>-0,214</b> [0,000]
<b>Ln PIB<sub>it</sub></b>	<b>0,509</b> [0,000]	<b>0,532</b> [0,000]	<b>0,528</b> [0,000]
<b>Ln PIB<sub>jt</sub></b>	<b>0,263</b> [0,000]	<b>0,331</b> [0,000]	<b>0,331</b> [0,000]
<b>Ln DIST<sub>ij</sub></b>	<b>-0,388</b> [0,000]	<b>-0,569</b> [0,000]	-
<b>APC<sub>ijt</sub></b>	<b>0,341</b> [0,000]	<b>0,003</b> [0,855]	<b>0,003</b> [0,854]
<b>FRONT<sub>ij</sub></b>	<b>-0,177</b> [0,000]	<b>0,073</b> [0,309]	-
<b>IDIOMA<sub>ij</sub></b>	<b>0,336</b> [0,000]	<b>0,333</b> [0,000]	-
<i>Número de observações</i>	42.930	42.930	42.930
<i>Controle do tempo (<math>\alpha_t</math>)</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>Controle da heterogeneidade (<math>\alpha_{ij}</math>)</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Entre colchetes está reportado o p-valor, que fora obtido por *bootstrap* (com 200 replicações).

Tabela 3 – Resultado da estimação do modelo econométrico.

Variável dependente: $DIV_{ijt}$			
Variável explicativa	Coeficiente		
	<i>Pooled</i>	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
$V_{ijt}$	<b>-0,495</b> [0,000]	<b>-0,057</b> [0,000]	<b>-0,057</b> [0,000]
$\ln PIB_{it}$	<b>0,510</b> [0,000]	<b>0,533</b> [0,000]	<b>0,528</b> [0,000]
$\ln PIB_{jt}$	<b>0,264</b> [0,000]	<b>0,331</b> [0,000]	<b>0,331</b> [0,000]
$\ln DIST_{ij}$	<b>-0,387</b> [0,000]	<b>-0,568</b> [0,000]	-
$APC_{ijt}$	<b>0,335</b> [0,000]	<b>0,003</b> [0,818]	<b>0,003</b> [0,813]
$FRONT_{ij}$	<b>-0,176</b> [0,000]	<b>0,074</b> [0,327]	-
$IDIOMA_{ij}$	<b>0,336</b> [0,000]	<b>0,333</b> [0,000]	-
<i>Número de observações</i>	42.930	42.930	42.930
<i>Controle do tempo (<math>\alpha_t</math>)</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>Controle da heterogeneidade (<math>\alpha_{ij}</math>)</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Entre colchetes está reportado o p-valor, que fora obtido por *bootstrap* (com 200 replicações).

Tabela 4 – Resultado da estimação do modelo econométrico.

Variável dependente: $DIV_{ijt}$			
Variável explicativa	Coeficiente		
	<i>Pooled</i>	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
$W_{ijt}$	<b>-1,950</b> [0,000]	<b>-0,180</b> [0,000]	<b>-0,179</b> [0,000]
$\ln PIB_{it}$	<b>0,510</b> [0,000]	<b>0,534</b> [0,000]	<b>0,530</b> [0,000]
$\ln PIB_{jt}$	<b>0,264</b> [0,000]	<b>0,332</b> [0,000]	<b>0,332</b> [0,000]
$\ln DIST_{ij}$	<b>-0,385</b> [0,000]	<b>-0,568</b> [0,000]	-
$APC_{ijt}$	<b>0,333</b> [0,000]	<b>0,003</b> [0,815]	<b>0,003</b> [0,809]
$FRONT_{ij}$	<b>-0,175</b> [0,000]	<b>0,074</b> [0,295]	-
$IDIOMA_{ij}$	<b>0,336</b> [0,000]	<b>0,335</b> [0,000]	-
<i>Número de observações</i>	42.930	42.930	42.930
<i>Controle do tempo (<math>\alpha_t</math>)</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>
<i>Controle da heterogeneidade (<math>\alpha_{ij}</math>)</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Entre colchetes está reportado o p-valor, que fora obtido por *bootstrap* (com 200 replicações).

Nota-se que tanto o PIB do país exportador ( $\text{Ln PIB}_{it}$ ) quanto o PIB do país importador ( $\text{Ln PIB}_{it}$ ) têm efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Destaca-se que os resultados obtidos no presente trabalho coadunam com as evidências encontradas na literatura. Por exemplo, Brentom e Newfarmer (2007) e Shepherd (2008) também verificam que o aumento do PIB do país exportador provoca um aumento no número de produtos exportados. Já Pacheco e Pierola (2008) verificam que o aumento do PIB do país importador majora a diversificação da pauta do país exportador.

Conforme o esperado, a distância geográfica ( $\text{Ln DIST}$ ) tem um impacto negativo e estatisticamente significativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Isso significa que o aumento no custo de transporte provoca uma redução na lucratividade das exportações, em consequência, as firmas menos produtivas não conseguem penetrar os seus produtos nos mercados mais longínquos. Dennis e Shepherd (2007) e Pacheco e Pierola (2008) também verificam que a distância geográfica tem um impacto negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação.

As variáveis que denotam a firmação de um acordo preferencial de comércio ( $\text{APC}$ ) e o compartilhamento de fronteiras ( $\text{FRONT}$ ) não foram estatisticamente significativas. Particularmente, o fato dos acordos preferenciais de comércio não apresentarem significância estatística mostrou-se, de certa forma, surpreendente, tendo em vista que, na literatura empírica, encontram-se evidências de que os acordos preferenciais tendem a aumentar os fluxos comerciais entre os países envolvidos (Piani e Kume, 2000).

Destaca-se que os resultados obtidos no presente trabalho coadunam com os obtidos em Pacheco e Pierola (2008), onde, nesse trabalho, os autores não encontram evidências de que a firmação do acordo preferencial de comércio, entre os países do Mediterrâneo e os países da União Européia, tem um efeito positivo sobre a diversificação da pauta de exportação dos países envolvidos.

Sendo assim, com os resultados obtidos no presente trabalho, conjuntamente com os resultados encontrados em Pacheco e Pierola (2008), se pode inferir que os acordos preferenciais de comércio tendem a estimular, sobretudo, o comércio de produtos “antigos”, isto é, que são tradicionalmente comercializados entre os países envolvidos antes da firmação do acordo comercial, sem, necessariamente, aumentar a diversificação da pauta de exportação dos mesmos.

Os resultados obtidos no presente trabalhos sugerem, ainda, que o compartilhamento de idioma ( $\text{IDIOMA}$ ) tem um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Isso indica que a referida variável tende a reduzir os custos de comunicação entre os países envolvidos; o que reduz os custos de comércio e aumenta a diversificação da pauta de exportação dos países.

Por fim, direcionando a análise do impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação, que constitui o objetivo central do presente trabalho, verifica-se que o coeficiente associado a tal variável é negativo e estatisticamente significativo e que, ademais, esse resultado se mantém independentemente da medida de volatilidade da taxa de câmbio considerada.

Conforme Cameron e Trivedi (2009), como o modelo empírico estimado no presente trabalho está na forma não-linear, o impacto da volatilidade da taxa de câmbio ( $\text{VOL}$ ) sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação ( $\text{DIV}$ ) deve ser mensurado da seguinte forma<sup>6</sup>:

---

<sup>6</sup> É importante ressaltar que, como o modelo estimado é não-linear, a magnitude da elasticidade dependerá do ponto escolhido. No presente trabalho utilizou-se o ponto médio da distribuição.

$$\frac{\partial E(DIV_{ijt}|x_{ijt})}{\partial VOL_{ijt}} \times \frac{VOL_{ijt}}{DIV_{ijt}} = \hat{\beta}_1 VOL_{ijt} \quad (13)$$

Em que  $\hat{\beta}_1$  denota o coeficiente associado à medida de volatilidade da taxa de câmbio considerada e  $VOL_{ijt}$  será o valor médio dessa variável. Conforme o modelo com Efeitos Fixos, os valores de  $\hat{\beta}_1$  são iguais a -0,214 (Tabela 2), -0,057 (Tabela 3) e -0,179 (Tabela 4), enquanto que os valores médios das variáveis  $S_{ijt}$ ,  $V_{ijt}$  e  $W_{ijt}$  são, respectivamente, iguais a 0,02, 0,15 e 0,04, conforme as estatísticas descritivas reportadas no Apêndice III. Sendo assim, a multiplicação dessas variáveis geram elasticidades iguais a: -0,004, -0,008 e -0,007. Noutras palavras, os resultados obtidos no presente trabalho sugerem que o acréscimo de 1% na volatilidade da taxa de câmbio causa uma redução de 0,004% a 0,008% na diversificação geográfica da pauta de exportação.

Conforme o modelo de firmas heterogêneas de Helpman *et al.* (2008), que fora descrito na seção 2, a diversificação geográfica da pauta de exportação é determinada pelo nível de produtividade das firmas domésticas e dos custos de comércio. Sendo assim, seguindo a intuição desse modelo teórico, os resultados obtidos no presente trabalho sugerem que a que a volatilidade da taxa de câmbio provoca um acréscimo nos custos de comércio, em consequência, com o nível de produtividade constante, as firmas menos produtivas não conseguem penetrar os seus produtos no mercado internacional, diminuindo, dessa forma, a diversificação geográfica da pauta de exportação.

## 5. ANÁLISE DA ROBUSTEZ

Os resultados obtidos na seção anterior indicam que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Contudo, esses resultados são robustos? Ou seja, os mesmos se alteram conforme o grupo de países analisados? Clark *et al.* (2004) apontam que o impacto da volatilidade da taxa de câmbio pode ser distinto entre os países não desenvolvidos e desenvolvidos. Considerando o referencial teórico utilizado no presente trabalho, isso pode ocorrer caso o nível médio de produtividade das firmas oriundas dos países não desenvolvidos seja inferior ao nível médio de produtividade das firmas oriundas dos países desenvolvidos. Nessa situação, entende-se que o maior nível médio de produtividade possibilita às firmas oriundas dos países desenvolvidos suportarem melhor a elevação dos custos de comércio, causada pela volatilidade da taxa de câmbio.

Sendo assim, na tentativa de analisar a robustez dos resultados obtidos na seção anterior, se realizou o seguinte procedimento. Primeiramente, dividiram-se os países exportadores em dois grupos, onde primeiro é composto pelos países não desenvolvidos (ou não pertencentes à OCDE) e o segundo é formado pelos países desenvolvidos (ou pertencentes à OCDE). Em seguida, estimou-se o modelo econométrico descrito na equação (7) para esses dois grupos. Nesse caso, cabe destacar, que o procedimento adotado na estimação dos parâmetros seguiu a mesma estratégia adotada na seção anterior, isto é, estimou-se o modelo PPML na forma *Pooled*, com Efeitos-Aleatórios e com Efeitos-Fixos e, ademais, o erro-padrão foi obtido por *bootstrap* (com 200 replicações). Os resultados dessas estimações estão reportados na Tabela 5, mas para economizar espaço no corpo do trabalho apresentam-se apenas os resultados obtidos a partir do modelo PPML com Efeitos-Fixos.

Tabela 5 – Análise da robustez do modelo econométrico (resultados obtidos do modelo PPML com Efeitos Fixos).

Variável dependente: $DIV_{ijt}$			
<b>A) Para países não desenvolvidos</b>			
Variável explicativa	Coeficiente		
$S_{ijt}$	<b>-0,342</b> [0,000]	-	-
$V_{ijt}$	-	<b>-0,079</b> [0,000]	-
$W_{ijt}$	-	-	<b>-0,277</b> [0,000]
$\ln PIB_{it}$	<b>0,324</b> [0,000]	<b>0,325</b> [0,000]	<b>0,325</b> [0,000]
$\ln PIB_{jt}$	<b>0,280</b> [0,001]	<b>0,282</b> [0,005]	<b>0,283</b> [0,001]
$APC_{ijt}$	<b>-0,029</b> [0,402]	<b>-0,028</b> [0,429]	<b>-0,028</b> [0,389]
<i>Número de observações</i>	22.260	22.260	22.260
<i>Controle do tempo (<math>\alpha_t</math>)</i>	Sim	Sim	Sim
<i>Controle da heterogeneidade (<math>\alpha_{ij}</math>)</i>	Sim	Sim	Sim
<b>B) Para países desenvolvidos</b>			
Variável explicativa	Coeficiente		
$S_{ijt}$	<b>-0,106</b> [0,102]	-	-
$V_{ijt}$	-	<b>-0,038</b> [0,002]	-
$W_{ijt}$	-	-	<b>-0,113</b> [0,009]
$\ln PIB_{it}$	<b>0,666</b> [0,000]	<b>0,665</b> [0,000]	<b>0,667</b> [0,000]
$\ln PIB_{jt}$	<b>0,355</b> [0,000]	<b>0,354</b> [0,000]	<b>0,355</b> [0,000]
$APC_{ijt}$	<b>0,010</b> [0,472]	<b>0,011</b> [0,502]	<b>0,011</b> [0,514]
<i>Número de observações</i>	20.670	20.670	20.670
<i>Controle do tempo (<math>\alpha_t</math>)</i>	Sim	Sim	Sim
<i>Controle da heterogeneidade (<math>\alpha_{ij}</math>)</i>	Sim	Sim	Sim

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Entre colchetes está reportado o p-valor, que fora obtido por *bootstrap* (com 200 replicações).

Os resultados reportados na Tabela 5 indicam que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação tanto para os países não desenvolvidos quanto para os países desenvolvidos, ou seja, isso evidencia que os resultados obtidos na seção anterior são robustos.

Utilizando-se, mais uma vez, a expressão descrita em (13) é possível mensurar o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre a diversificação geográfica da pauta de

exportação. Conforme as estimativas reportadas na Tabela 5, nota-se que para o grupo de países não desenvolvidos os valores de  $\hat{\beta}_1$  são iguais a: -0,342, -0,079 e -0,277; ao passo que para o grupo de países desenvolvidos os valores são iguais a: -0,106, -0,038 e -0,113.

Utilizando novamente os valores médios reportados no Apêndice III (os mesmos que foram utilizados na subseção anterior), verificamos que as elasticidades para o grupo de países não desenvolvidos são iguais a: -0,006, -0,011 e -0,011; e para o grupo de países desenvolvidos são iguais a: -0,002, -0,005 e -0,004. Isto é, o acréscimo de 1% na volatilidade da taxa de câmbio causa uma redução de 0,006% a 0,011%, na diversificação geográfica da pauta de exportação dos países não desenvolvidos, e uma redução de 0,002% a 0,005%, na diversificação geográfica da pauta de exportação dos países desenvolvidos.

Em suma, os resultados indicam que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito maior sobre diversificação geográfica da pauta de exportação dos países não desenvolvidos do que sobre os países desenvolvidos. Seguindo o referencial teórico utilizado no presente trabalho, isso pode estar relacionado ao fato do nível médio de produtividade das firmas oriundas dos países desenvolvidos ser superior ao nível médio de produtividade das firmas procedentes dos países não desenvolvidos. Essa diferença no nível médio de produtividade, por sua vez, proporciona às firmas oriundas dos países desenvolvidos a terem maiores condições de suportarem os acréscimos nos custos de comércio que são causados pela volatilidade da taxa de câmbio.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central do presente trabalho foi analisar se a volatilidade da taxa de câmbio tem algum efeito sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Fundamentando o modelo empírico conforme a equação gravitacional de comércio, identificou-se que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação. Posteriormente, na tentativa de identificar a robustez desses resultados, dividiram-se os países exportadores em dois grupos, sendo que um foi formado pelos países não desenvolvidos (ou não pertencentes à OCDE) e o outro foi formado pelos países desenvolvidos (ou pertencentes à OCDE). Mais uma vez, identificou-se que a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação.

Seguindo o modelo de firmas heterogêneas de Helpman *et al.* (2008), a inserção do produto no mercado internacional ocorre em função do nível de produtividade das firmas domésticas e do custo de comércio. Desse modo, partindo de um nível de produtividade constante, acredita-se que a volatilidade da taxa de câmbio aumenta os custos de comércio, fazendo com que as firmas menos produtivas não consigam penetrar os seus produtos no mercado internacional. Sendo assim, em nível agregado, a volatilidade da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre a diversificação geográfica da pauta de exportação.

Convém destacar que apesar de todo o esforço metodológico o presente trabalho possui uma importante limitação: no modelo empírico estimado assumiu-se que a volatilidade da taxa de câmbio é uma variável exógena. Contudo, Dell'Ariccia (1998) destaca que em algumas situações, os Bancos Centrais dos países podem implementar políticas que visem manter a estabilidade das moedas domésticas em relação às moedas dos principais parceiros comerciais, em consequência disso, a volatilidade da taxa de câmbio deixa de ser uma variável exógena e passa a ser uma variável endógena no modelo econométrico. Caso a volatilidade seja realmente endógena os resultados obtidos no presente trabalho podem ser inconsistentes.

Por outro lado, vale salientar que o fato da volatilidade da taxa de câmbio ser tratada como variável exógena não deprecia os resultados obtidos no presente trabalho, tendo em

vista que Dell’Ariccia (1998) e Bittencourt *et al.* (2007), para controlar a possível endogeneidade da volatilidade da taxa de câmbio, estimaram os modelos econométricos por meio de variáveis instrumentais, mas, os resultados obtidos não se mostraram melhores do que os obtidos com a utilização da volatilidade da taxa de câmbio como variável explicativa.

Extensões desse trabalho devem utilizar outras medidas de diversificação geográfica da pauta de exportação como variável dependente (como o índice de Hirschman, por exemplo), ou, adicionalmente, utilizar outras medidas de volatilidade da taxa de câmbio.

## Referências

Agosin, M. *Export diversification and growth in emerging economies*. CEPAL Review 97, abril, 2009.

Agosin, M.; Alvarez, R.; Bravo-Ortega, C. *Determinants of export diversification around the world: 1962-2000*. Serie Documentos de Trabajo, Universidade de Chile, 2009.

Ali, R.; Alwang, J.; Siegel, P. *Is export diversification the best way to achieve export growth and stability? A look at three African countries*. The World Bank Policy, working papers n° 729, 1991.

Al Marhubi, F. A. *Export diversification and growth: an empirical investigation*. Applied Economics Letters, vol. 7, p. 559-562, 2000.

Anderson, J., van Wincoop, E. *Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle*. American Economic Review, v. 93, p. 170–192, 2003.

Andersson, M. *Entry costs and adjustments on the extensive margin: an analysis of how familiarity breeds exports*. Electronic Working Paper Series, working paper n° 81, 2007.

Araújo, E. *Volatilidade Cambial e Crescimento Econômico: Teorias e Evidências para Economias em Desenvolvimento e Emergentes (1980 e 2007)*. *Economia*, Brasília(DF), v.12, n.2, p.187–213, mai/ago 2011.

Baldwin, R. *The euro's trade effect*. European Central Bank, working paper n° 594, 2006.

Berthélemy, J.; Chauvin, S. *Structural changes in Asia and growth prospects after the crisis*. Centre for Economic Policy Research (CEPR), discussion paper n° 2000-09, 2000.

Bittencourt, M. V. L.; Larson, D. W.; Thompson, S. R. *Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do Mercosul*. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 37, n. 4, p. 791-816, Outubro/Dezembro 2007.

Brenton, P.; Newfarmer, R. *Watching more than the discovery channel: export cycles and diversification in development*. Policy Research, working paper n° 4302, 2007.

Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.

Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. *Microeconometrics using stata*. Stata Press, 2009.

Cheng, I.; Wall, H.J. *Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, St. Louis, v. 87, n. 1, p. 49-63, 2005.

Clark, P., Tamirisa, N., Wei, S.J. *Exchange rate volatility and trade flows-some new evidence*. International Monetary Fund (IMF), working paper, 2004.

Côté, A. *Exchange rate volatility and trade: a survey*. Bank of Canada, working paper n° 94-5, 1994.

Debaere, P.; Mostashari, P. *Do tariffs matter for the extensive margin of international trade? An empirical analysis*. Journal of International Economics, vol. 81, n° 2, 163-169, 2010.

Dell' Ariccia, G. *Exchange rate fluctuations and trade flows: evidence from the European Union*. International Monetary Fund (IMF), working paper n° 98/107, 1998.

Dennis, A.; Shepherd, B. *Barriers to entry, trade costs, and export diversification in developing countries*. World Bank, working paper n° 4.368, 2007.

Easterly, W.; Kraay, A. *Small states, small problems? Income, growth, and volatility in small states*. World Development, vol. 28(11), p. 2013-2027, 2000.

Ferdous, F. B.; *Pattern and determinants of export diversification in East Asian economies*. International Conference on Social Science and Humanity, 2011.

Frankel, J., Wei, S. *Trade Blocs and Currency Blocs*. NBER Working Paper n° 4335, 1993.

Gaulier, G.; Zignago, S. *BACI: International database at the product-level*. CEPII, working paper n° 2010 – 23, 2010.

Gutierrez de Pineres, S. A.; Ferrantino, M. *Export diversification and structural change: some comparisons for Latin America*. SSRN working paper n° 36321, 1997.

Hausmann, R.; Rodrik, D. *Economic development as self-discovery*. Journal of Development Economics, vol. 72, p. 603-633, 2003.

Hausmann, R.; Klinger, B. *The structure of the product space and the evolution of comparative advantage*. Center of International Development, Harvard University, working paper n° 146, 2007.

Helpman, E.; Melitz, M.; Rubinstein, Y. *Estimating trade flows: trading partners and trading volumes*. The Quarterly Journal of Economics, vol. CXXIII, 2008.

Hesse, H. *Export Diversification and economic growth*. Commission on Growth and Development, workin paper n° 21, 2008.

Hondroyannis, G.; Swamy, P.A.V.B; Tavlas, G.; Ulan, M. *Some further evidence on exchange-rate volatility and exports*. Bank of Greece, working paper n° 28, 2005.

Nilsson, L. *Two-way trade between unequal partners: the EU and the developing countries*. Weltwirtschaftliches Archiv, vol. 135(1), p. 102-127, 1999.

Pacheco, A. *Preferential trade liberalization and the range of exported products: the case of the euro-mediterranean FTA*. Graduate Institute of International Studies, working paper n° 18, 2006.

Pacheco, A.; D, Pierola. *Patterns of export diversification in developed countries: intensive and extensive margins*. World Bank Policy Research, working paper n° 4473, 2008.

Piani, G.; Kume, H. *Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: uma aplicação do modelo gravitacional*. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 30, n. 1, p. 1-22, abr. 2000.

Rose, A. *One money one market: estimating the effect of common currencies on trade*. Economic Policy, v. 15, p. 7–46, 2000.

Samen, S. *A primer on export diversification: key concepts, theoretical underpinnings and empirical evidence*. World Bank Institute, 2010.

Santos Silva, J.; Tenreyro S. *The log of Gravity*. CEP discussion paper n° 701, 2005.

Shepherd, B. *Geographical diversification of developing country exports*. Munich Personal Repec Archive (MPRA), paper n° 11267, 2008.

Tenreyro, S. *On the impact of nominal exchange rate volatility*. Journal of Development Economics, v. 82, p. 485-508, 2007.

Westerlund, J.; Wilhelmsson, F. *Estimating the gravity model without gravity using panel data*. Applied Economics, vol. 43, p. 641-649, 2011.

Wooldridge, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

**Apêndice I – Países considerados no estudo.**

Número	País	Número	País
1	Alemanha <sup>#</sup>	28	Hong Kong
2	Argentina	29	Hungria <sup>#</sup>
3	Áustrália <sup>#</sup>	30	Índia
4	Áustria <sup>#</sup>	31	Indonésia
5	Bélgica/Luxemburgo <sup>#</sup>	32	Irlanda <sup>#</sup>
6	Brasil	33	Itália <sup>#</sup>
7	Camarões	34	Jamaica
8	Canadá <sup>#</sup>	35	Japão <sup>#</sup>
9	Chile	36	Malásia
10	China	37	México <sup>#</sup>
11	Cingapura	38	Nicarágua
12	Colômbia	39	Nigéria
13	Coréia do Sul <sup>#</sup>	40	Noruega <sup>#</sup>
14	Costa do Marfim	41	Nova Zelândia <sup>#</sup>
15	Costa Rica	42	Paraguai
16	Dinamarca <sup>#</sup>	43	Peru
17	El Salvador	44	Polônia <sup>#</sup>
18	Equador	45	Portugal <sup>#</sup>
19	Espanha <sup>#</sup>	46	Reino Unido <sup>#</sup>
20	Estados Unidos <sup>#</sup>	47	Rússia
21	Finlândia <sup>#</sup>	48	Senegal
22	França <sup>#</sup>	49	Suécia <sup>#</sup>
23	Ghana	50	Suíça <sup>#</sup>
24	Grécia <sup>#</sup>	51	Tunísia
25	Guatemala	52	Turquia <sup>#</sup>
26	Holanda <sup>#</sup>	53	Uruguai
27	Honduras	54	Venezuela

<sup>#</sup> Países pertencentes à OCDE.

**Apêndice II – Variável explicativa e sua respectiva fonte.**

Variável	Fonte
<b>DIV</b>	Essa variável foi computada pelos autores com o auxílio da base de dados da BACI. Destaca-se que a BACI é publicada pelo <i>Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales</i> (CEPII).
<b>S<sub>ijt</sub>, V<sub>ijt</sub> e W<sub>ijt</sub></b>	A volatilidade da taxa de câmbio real foi calculada pelos autores com os dados obtidos junto à base de dados do <i>United States Department of Agriculture</i> (USDA) .
<b>PIB</b>	A variável PIB <sub>it</sub> (ajustada pela Paridade do Poder de Compra) foi obtida junto a base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI).
<b>DIST</b>	A distância geográfica entre os países foi obtida junto a base de dados do <i>Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales</i> (CEPII)
<b>FRONT, APC, IDIOMA</b>	Essas variáveis foram obtidas junto à base de dados do <i>Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales</i> (CEPII)

### Apêndice III – Estatística descritiva das variáveis.

Variável		Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<b>DIV<sub>ijt</sub></b>	Overall	42.930	929,85	1143,77	0,00	4938,00
	Between			1134,70	0,07	4781,66
	Within			145,24	-2429,40	2130,31
<b>S<sub>ijt</sub></b>	Overall	42.930	0,02	0,02	0,00	0,40
	Between			0,01	0,00	0,07
	Within			0,02	-0,03	0,37
<b>V<sub>ijt</sub></b>	Overall	42.930	0,15	0,14	0,00	2,86
	Between			0,06	0,01	0,43
	Within			0,13	-0,21	2,57
<b>W<sub>ijt</sub></b>	Overall	42.930	0,04	0,03	0,00	0,56
	Between			0,01	0,00	0,10
	Within			0,03	-0,04	0,50
<b>Ln PIB<sub>it</sub></b>	Overall	42.930	5,43	1,61	2,00	9,56
	Between			1,59	2,40	9,27
	Within			0,25	4,60	6,27
<b>Ln PIB<sub>jt</sub></b>	Overall	42.930	5,43	1,61	2,00	9,56
	Between			1,59	2,40	9,27
	Within			0,25	4,60	6,27
<b>Ln DIST<sub>ij</sub></b>	Overall	42.930	8,73	0,80	5,08	9,88
	Between			0,80	5,08	9,99
	Within			0,00	8,73	8,73
<b>APC<sub>ij</sub></b>	Overall	42.930	0,17	0,30	0,00	1,00
	Between			0,30	0,00	1,00
	Within			0,10	-0,75	0,91
<b>FRONT<sub>ij</sub></b>	Overall	42.930	0,03	0,10	0,00	1,00
	Between			0,10	0,00	1,00
	Within			0,00	0,03	0,03
<b>IDIOMA<sub>ij</sub></b>	Overall	42.930	0,15	0,30	0,00	1,00
	Between			0,30	0,00	1,00
	Within			0,00	0,15	0,15

Fonte: Base de dados.