

## A CONTRIBUIÇÃO DO ESFORÇO INOVATIVO PARA O DESEMPENHO EXPORTADOR: UMA ANÁLISE PARA PAÍSES DO MERCOSUL

Antônio Fernando Costa Pella<sup>1</sup>

Edson Zambon Monte<sup>2</sup>

Mariana Fialho Ferreira<sup>3</sup>

### RESUMO

Este trabalho tem como objetivo verificar se esforço inovativo afeta positivamente a probabilidade de exportar de empresas manufatureiras dos países do Mercosul, quais sejam, Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. Com este fim, foram estimados três modelos econométricos de resposta dicotômica em dados de corte transversal: o Probit; o Probit bivariado, para correção do problema de endogeneidade; e, o modelo de seleção de Heckman, para correção de viés de seleção da amostra. Os microdados utilizados foram coletados da *Enterprise Surveys*, do Banco Mundial. Os resultados revelaram que a inovação afeta positivamente a probabilidade de as empresas da Argentina, do Brasil e do Uruguai tornarem-se exportadoras. As estimativas do modelo de seleção de Heckman revelaram-se inadequadas (sem viés de seleção) para a maioria dos países pesquisados.

**Palavras-chave:** exportação; inovação; produtividade; Mercosul.

### ABSTRACT

The aim of this paper was to verify if the innovative effort positively affects the probability of exporting from manufacturing companies of the Mercosur countries: Argentina, Brazil, Paraguay and Uruguay. For this, three econometric models of dichotomous response were adopted in cross-sectional data: Probit; the bivariate Probit, to correct the problem of endogeneity; and, the Heckman selection model, for correction of sample selection bias. The microdata was obtained from the World Bank's database, Enterprise Surveys. The results showed that the innovation positively affects the likelihood of companies becoming exporters in the Argentina, Brazil and Uruguay. Estimates of the Heckman selection model proved to be inadequate (with no selection bias) for most of the countries surveyed.

**Keywords:** exports; innovation; productivity; Mercosur.

**JEL Classification:** C35; F14; O30.

**Área 7:** Economia Internacional

---

<sup>1</sup> Mestrando em Economia, Grupo de Pesquisa em Econometria (GPE), Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), [afernando.pella@gmail.com](mailto:afernando.pella@gmail.com).

<sup>2</sup> Departamento de Economia, Grupo de Pesquisa em Econometria (GPE), Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), [edsonzambon@yahoo.com.br](mailto:edsonzambon@yahoo.com.br).

<sup>3</sup> Departamento de Economia, Grupo de Pesquisa em Econometria (GPE), Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), [mariana.ferreira.00@ufes.br](mailto:mariana.ferreira.00@ufes.br).

## 1 INTRODUÇÃO

O acesso a novos mercados é um prolongamento imaterial que expande as possibilidades de interação entre produtores e consumidores. Para as empresas, há um prêmio para exportar, uma vez que obter um número maior de potenciais compradores consiste em vantagem em relação aos demais concorrentes. Todavia, as preferências de consumo variam de acordo com os costumes e as culturas locais. Há, também, meios de concorrência e de estruturas de mercado distintos, os quais impõem à firma a necessidade de adaptação, seja modificando os seus produtos, seja explorando novos nichos. Portanto, apesar de o prêmio por exportar despertar interesse, essa tarefa consome esforços que nem sempre uma firma é capaz sustentar.

Dessa forma, são exportadoras apenas uma pequena parcela das empresas, fato este que vem sendo documentado pela literatura desde a década de 1990. A título de exemplificação, nos Estados Unidos, nos anos 2000, apenas 4% das empresas vendiam produtos além das fronteiras nacionais. Entre estas, 90% do total exportado estava concentrado nas 10% maiores firmas (BERNARD et al., 2007). Já no Brasil, entre 1997 e 2006, somente 10% das empresas eram exportadoras e o número de funcionários dessas firmas era, em média, dez vezes maior do que as não exportadoras (KANNEBLEY JÚNIOR et al., 2009).

Do ponto de vista macroeconômico, o aumento agregado das exportações e do desempenho da atividade industrial reflete diretamente nos mais diversos indicadores, tais como nível de emprego, balança comercial, inflação, entre outros. Assim, ao final da década de 1990, formou-se uma nova agenda de pesquisa com a finalidade de compreender a relação entre exportação e ganhos de produtividade das firmas. Uma das evidências que apontam para a existência de uma correlação positiva entre exportação e produtividade seria o fato de os salários nas firmas exportadoras serem maiores do que nas não exportadoras (BERNARD; JENSEN, 1995).

A evolução tecnológica permitiu que diversos setores da sociedade se beneficiassem, seja com a melhora na qualidade de vida, no âmbito social, seja pelo aumento da produtividade, no aspecto econômico. Além disso, os ganhos de produtividade guardam uma relação direta com a capacidade de inovar das firmas. A literatura de crescimento econômico é extensa no que diz respeito a documentar os efeitos causados pela inovação na produtividade e no crescimento econômico de longo prazo (LUCAS, 1988; AGHION; HOWITT, 1992; ROMER, 1994). Tal processo endógeno de fomento de novas técnicas de produção é o responsável por prover o aperfeiçoamento da indústria moderna (DOSI, 1988).

Diversos trabalhos empíricos, tais como Wakelin (1998), Cassiman e Martínez-Ros (2010), Ganotakis e Love (2011) e Nonnenberg e Avellar (2017) buscaram compreender o papel da inovação na propensão a exportar de uma firma, isto é, investigaram se firmas com maiores esforços inovativos, ao auferirem ganhos de eficiência, estão mais bem posicionadas para competir no mercado externo e sobreviver. Os resultados suportam que a inovação é relevante para o desempenho exportador, dando robustez ao argumento de autoseleção, em que as empresas mais produtivas se tornam exportadoras. Isto é, os ganhos de produtividade foram adquiridos antes da entrada nos mercados de exportação.

Neste contexto, o objetivo deste estudo foi verificar se o esforço inovativo afeta positivamente a probabilidade de exportar de empresas manufatureiras dos países do Mercosul, quais sejam, Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. Para tanto, foi utilizada a base de microdados do Banco Mundial, *Enterprise Surveys* e realizadas estimativas econométricas por meio de três modelos: Probit; Probit bivariado, para correção do problema de endogeneidade; e, modelo de seleção de Heckman, para correção de viés de seleção da amostra.

O presente estudo avança em relação à contribuição de Nonnenberg e Avellar (2017), na qual, visando o mesmo objetivo, foram analisados países agregados em duas regiões, América Latina e Europa do Leste, sem que fosse possível, portanto, registrar possíveis heterogeneidades e especificidades de cada país que compõem a amostra dos dois blocos. Em contrapartida, este trabalho, ao investigar os países do Mercosul de

forma individualizada, busca apontar semelhanças entre países e as características idiossincráticas de cada um deles.

Além desta introdução, o trabalho está dividido da seguinte forma: na seção 2 é feita uma breve revisão de literatura, abordando os principais aspectos teóricos e empíricos. A seção 3 descreve a base de dados e a metodologia. Os resultados e discussões são apresentados na seção 4. Por fim, a seção 5 conclui.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

De acordo com Dosi (1982), a inovação é um conjunto de conhecimentos teóricos e práticos, *know-how*, experiências de sucessos e falhas, métodos e procedimentos. Um dos resultados produzidos pelo sucesso das inovações na economia é o aumento da produtividade, que contribui para que as firmas se diferenciem no mercado onde atuam.

Estudos como os de Abramovitz (1986) e Baumol (1986) mostraram que as economias com maior investimento tecnológico e, conseqüentemente, maior crescimento da produtividade, tendem a crescer acima da média. Um efeito dessa diferenciação é o aumento da probabilidade de uma empresa se tornar exportadora, de forma a alcançar novos mercados consumidores.

Em nível microeconômico, a relação entre o estímulo a exportar e o ímpeto de inovar tornou-se objeto de estudo no final dos anos de 1990, com as evidências de que empresas que exportavam eram “melhores” do que as que não exportavam. O termo tornou-se conhecido com o trabalho seminal de Bernard e Jensen (1995), no qual são utilizados dados da indústria americana de 1976 a 1987, do *Annual Survey of Manufactures* (ASM), visando a analisar os efeitos da exportação na produtividade, e apresentado um conjunto de fatos estilizados que alicerçam o problema de pesquisa. Como mostram os autores, “[...] os resultados são reveladores. Comparados no mesmo ponto do tempo, os exportadores apresentam melhor *performance* do que os não exportadores. Eles são maiores, mais produtivos e mais capital-intensivos” (BERNARD; JENSEN, 1995, p. 70).

Mais especificamente, cabe notar que Bernard e Jensen (1995) utilizaram dados de corte transversal para 1987 e, utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), encontraram que as firmas exportadoras são substancialmente maiores, pagam maiores salários, são mais capital-intensivas e tem uma maior produtividade do trabalho, quando comparadas às empresas não exportadoras. Esta superioridade está relacionada a dois fenômenos.

No primeiro, a explicação está no processo de autoseleção. Neste caso, as firmas, para acessarem os mercados internacionais, devem ser capazes de cobrir todos os custos associados à venda de seus produtos em lugares geograficamente distantes, terem a capacidade de adaptar os seus produtos para consumidores que exibem comportamentos diferentes dos consumidores locais, entre outros. Assim, as empresas que atuam além das suas fronteiras auferem lucros superiores às domésticas, o que possibilita a entrada em outros mercados. Portanto, só estão nesse meio firmas com indicadores de qualidade superiores.

O segundo fenômeno se refere ao processo de *learning by exporting*. O termo tem inspirações no conceito de *learning by doing*, criado por Arrow (1962), relacionando-se, aqui, a mecanismos que melhoram a *performance* da firma após o ingresso no mercado de exportação. A hipótese se baseia na ideia de que os ganhos de produtividade verificados nas empresas são frutos de uma exposição maior à concorrência, acesso a informações, novas tecnologias, *spillovers* e entre outros. Portanto, as externalidades positivas que permeiam as empresas inseridas no comércio exterior seriam responsáveis por alavancar o aumento das vendas, dos salários, do trabalho especializado e etc. Essa questão foi primeiramente levantada por Clerides, Lach e Tybout (1998).

Roberts e Tybout (1997) apresentaram um modelo empírico de decisão de entrada de uma firma ao mercado de exportação. As firmas que desejam ter acesso a mercados internacionais devem incorrer em *sunk costs* (custos irre recuperáveis), como logística e transporte, que não teriam caso só atuassem no mercado interno. Nesse contexto, a firma só decidirá pela exportação caso o lucro esperado seja maior do que os custos de produção e outros adicionais. Essa abordagem é uma aplicação da modelagem teórica sobre histerese, em que se definem as condições para a entrada e saída de uma empresa em um mercado.

Vale ressaltar que, de acordo com Bernard e Jensen (1999), somente a verificação de que as firmas exportadoras têm *performance* superior às firmas não exportadoras não permite indicar a direção da causalidade. Assim, os autores se debruçaram sobre a questão examinando o desempenho das empresas antes e depois de acessarem mercados estrangeiros. “Nossa análise foca em duas questões-chave: se boas firmas se tornam exportadoras e se exportadores superam as não exportadoras” (BERNANRD; JENSEN, 1999, p. 2). Os autores dividiram a análise em dois momentos: inicialmente investigaram se firmas “melhores” passam a exportar. Posteriormente verificaram se a exportação aumenta a *performance* da firma. Os resultados revelaram evidências claras de que: as boas empresas se tornam exportadoras, sendo que tanto as taxas de crescimento quanto os níveis de medidas de sucesso são mais *ex-ante* para os exportadores. Os benefícios de exportar para a empresa são menos claros. O crescimento do emprego e a probabilidade de sobrevivência são maiores para as exportadoras. Porém, o crescimento não é superior, particularmente em horizontes mais longos.

Em seguida, diversos estudos passaram a serem promovidos em um grande número de países, buscando-se investigar características da dinâmica local. Visando analisar empresas alemãs, Wagner (2002) utilizou microdados do *Statistical Office of Lower Saxony* entre os anos 1978 e 1989. Ao empregar uma estratégia de *matching*, o autor verificou que as empresas que passaram a exportar eram, em um instante anterior, mais produtivas do que as que não exportaram, tanto em produtividade do trabalho quanto em salário por trabalhador. No mais, constatou que as médias de produtividade entre exportadores e não exportadores eram estatisticamente diferentes. Além disso, em período subsequente, o crescimento da produtividade das entrantes foi superior às empresas que atuaram somente no mercado.

Para o autor, haveria pelo menos duas razões por que as exportações aumentam a produtividade. Primeiramente, atuar em um mercado maior pode permitir uma firma ter vantagem de economia de escala na produção ou reduzir as variações domésticas na demanda. Firmas que atuam em mercados estrangeiros estão mais expostas a uma competição mais intensa e, por isso, devem evoluir mais rápido do que aqueles que vendem os seus produtos apenas no mercado interno. Segundo, espera-se que o sucesso leve a exportar, dado que existem custos irre recuperáveis de se vender os seus produtos no exterior e, portanto, quanto maior, mais produtiva e mais inovativa a firma, maior a probabilidade de que ela exporte, pois poderá cobrir os custos extras com maior facilidade.

Por sua vez, Aw, Roberts e Winston (2007), utilizando dados do *Statistical Bureau of Taiwan*, buscaram relacionar a decisão de exportar com a *performance* da empresa, adotando um modelo Probit bivariado, em que a variável dependente binária foi o *status* de exportação da empresa. Os autores encontraram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as duas variáveis, o que significa que a *performance* superior leva a firma a exportar. A partir de uma base de dados do setor manufatureiro da Espanha, Cassiman e Martínez-Ros (2010), a partir do modelo Probit, encontraram evidências de que o lançamento de novos produtos no mercado aumenta a probabilidade de uma empresa ser exportadora.

É importante ressaltar que diversos trabalhos, tal como o presente estudo, utilizaram a base de dados da *Enterprise Surveys* para estimar a relação entre exportação e inovação nas empresas de diversos países. O método e as variáveis utilizadas são os mais diversos possíveis. Por exemplo, Nguyen et al. (2008) relacionaram o esforço inovativo com exportação de pequenas e médias empresas do Vietnã, por meio de três possíveis indicadores de inovação: introdução de um novo produto no mercado, processos inovativos e modificação de produtos. Os autores utilizaram os modelos Probit, IV Probit e Probit bivariado. Assim,

para cada modelo escolhido foram realizadas três estimações, um para cada indicador de inovação. Nas estimações do modelo Probit, para os três indicadores de inovação houve relação positiva e significativa entre inovação e exportação. Quando utilizado o modelo IV Probit, também se encontrou relação positiva e significativa. Por fim, as estimações pelo Probit bivariado revelaram que a inovação aumenta a probabilidade de uma empresa ser exportadora.

Também analisando os dados por empresa da base *Enterprise Surveys*, nos anos 2002 e 2003, Avellar e Carvalho (2013) estimaram a relação entre desempenho exportador e esforço inovativo para o Brasil, a China e a Índia. O objetivo do trabalho foi verificar, por meio de modelos Probit, se as variáveis, separadas em quatro categorias – características da empresa, indicadores de capacitação, intensidade tecnológica do setor e esforço inovativo –, têm influência na probabilidade de exportar das empresas manufatureiras dos países selecionados. Os resultados indicaram que, para os três países, o esforço inovativo medido por novos produtos, gastos em P&D, índice de tecnologia ou cooperação, eleva a probabilidade de as empresas exportarem. Além disso, em todos os casos, a participação de capital estrangeiro e os gastos com máquinas e equipamentos elevaram a probabilidade de as firmas exportarem. Por fim, os autores concluem que, para as empresas do Brasil, Índia e China existe uma relação mais branda entre esforço inovativo e desempenho exportador, quando se compara com empresas de desenvolvidos.

A partir da análise dos dados para 2009 da base supracitada, Silva e Avellar (2017) objetivaram verificar os impactos do esforço inovativo na decisão de exportar das empresas manufatureiras brasileiras. Os resultados revelaram que características como um maior porte da firma e um maior número de anos de experiência elevam a probabilidade em participar de atividades comerciais no mercado internacional. Além disso, o maior número de concorrentes do produto principal da empresa reduz as chances de internacionalização. Por fim, a variável esforço de inovação teve efeito positivo sobre a probabilidade das firmas se tornarem exportadoras.

Scarabel (2017), servindo-se da mesma base de dados, testou a existência de indícios de custos de entrada para a exportação e se existem diferenças entre os países que faça com que a probabilidade de exportar aumente. A experiência prévia com exportação foi considerada como sinal para o custo fixo de entrada. Nas estimações de um modelo Probit, os resultados apontaram que o fato de a empresa já ter exportado no passado aumenta a probabilidade de exportar. Além disso, quando inseridas *dummies* para diferenciar os países, encontram-se elementos de que o ambiente onde a empresa está inserida a torna mais propensa, ou não, a exportar.

Balli e Sigeze (2017) empregaram um modelo Probit bivariado para traçar a relação entre gastos com Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) e a decisão de exportar das empresas manufatureiras da Turquia, além de outras variáveis que denotam características internas das empresas. O motivo da escolha do modelo é o possível problema de endogeneidade entre a variável de exportação e a de inovação. As estimações sinalizam que, para o caso turco, a atividade de inovação difere do resultado esperado. O coeficiente encontrado foi negativo e estatisticamente significativo, o que significa dizer que, neste caso, o esforço inovativo diminui a probabilidade de exportar.

Nonnenberg e Avellar (2017) utilizaram quatro modelos para testar a relação entre exportações e processos inovativos, quais sejam, Probit; Probit bivariado; IV Probit; e, modelo de seleção de Heckman para controlar o viés de seleção. As regiões de interesse trabalhadas no artigo foram a América Latina e o Leste Europeu, empregando mais uma vez dados da *Enterprise Surveys*. A primeira região foi representada pelos seguintes países: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, México, Peru e Venezuela. Já a segunda, por Bielorrússia, Bulgária, Eslováquia, Hungria, Lituânia, Polônia, República Tcheca, Romênia, Rússia e Ucrânia.

Tanto para a América Latina, quanto para o Leste Europeu, o resultado do indicador de inovação no modelo Probit foi positivo e estatisticamente significativo. Quando controlada a endogeneidade por meio de

variáveis instrumentais, a probabilidade de exportar na região da América Latina foi influenciada positivamente pela inovação, enquanto que, no Leste Europeu, não existiu problema de endogeneidade entre a exportação e a inovação. Já quando utilizado o modelo com equações simultâneas, o Probit bivariado, a decisão de inovar apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo para as duas regiões. Por fim, quando controlado o viés de seleção, por meio do modelo de Heckman, para verificar se a inovação influencia a intensidade da exportação que, neste caso, é uma variável contínua, os resultados não foram conclusivos. Somente para a América Latina encontrou-se dependência entre as equações, mas com resultados bem distintos dos modelos anteriores, com a atividade inovadora reduzindo ou não influenciando a atividade exportadora.

Os artigos aqui citados destacam-se por sua relevância entre os diversos da literatura que busca investigar a decisão de exportar das empresas e fundamentam o arcabouço teórico e empírico deste trabalho. Almeja-se, portanto, avançar no sentido de uma compreensão mais detalhada sobre o tema, empregando-se tanto as técnicas quanto base de microdados mais apropriadas para a análise das empresas de cada um dos países do Mercosul, buscando revelar a existência de possível heterogeneidade entre eles.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos da pesquisa *Enterprise Surveys*, realizada no nível da firma, vinculada ao Banco Mundial, a qual é aplicada periodicamente em um conjunto de países, principalmente da América do Sul, da América Central e do México, do Leste Europeu, da África e da Ásia<sup>4</sup>. O objetivo da pesquisa é aplicar *face to face* um questionário em um conjunto de empresas com cinco ou mais funcionários, por meio de amostragem. Do questionário constam perguntas que visam compreender o ambiente de negócios da empresa, a sua operação, a estrutura física, a sua relação com o governo, os fornecedores, os concorrentes e etc. O encarregado de responder o questionário é alguém designado ou responsável pela empresa. Entre 2000 e 2018, a pesquisa foi aplicada uma vez em 46 países, duas vezes em 57 países, três vezes em 17 países, quatro vezes em 20 países, cinco vezes em 6 países e seis vezes em 2 países.

Seguindo a estratégia empírica adotada por Nonnenberg e Avellar (2017), as variáveis de interesse obtidas a partir do questionário são apresentadas na Tabela 1. A escolha das variáveis guarda relação com as estimações de diversos estudos internacionais, tais como, Wakelin (1998), Sjöholm (2003) e Ganotakis e Love (2011).

As variáveis selecionadas podem ser distribuídas entre quatro grupos:

- i) **Indicadores de exportação:** “exporta” e “int\_exp”;
- ii) **Características internas da firma:** “funcionarios”, “funcionarios2”, “capital\_est”, “idade”;
- iii) **Capacitação:** “cert\_qualidade”, “tec\_est”, “treinamento” e “ins\_import”;
- iv) **Indicadores de inovação:** “inova” e “gasto\_ped”.

---

<sup>4</sup> Deve-se preencher um formulário *online* solicitando acesso ao banco de dados. Disponível em <https://www.enterprisesurveys.org/portal/login.aspx>.

Tabela 1 – Descrição das variáveis

Variável	Ref. no Questionário	Tipo de variável	Descrição
<b>Variáveis dependentes</b>			
exporta	d3b e d3c	Dummy	Indica se parte do faturamento da empresa vem de exportação. Se sim, o número é igual a 1 e ela é exportadora. Se não, é igual a 0 e é não exportadora.
int_exp	d3b e d3c	Contínua	Participação das vendas de exportação no total faturado.
<b>Variáveis independentes</b>			
capital_est	b2b	Dummy	Indica se mais de 10% do capital da empresa está em posse de estrangeiros. Se sim, o número é igual a 1, se não é igual a 0.
idade	b5	Contínua	É um número que representa a idade da empresa.
cert_qualidade	b8	Dummy	Indica se a empresa possui algum certificado de qualidade ISO. Se sim, o número é igual a 1, se não é igual a 0.
ins_import	d13	Dummy	Indica se empresa importa insumos diretamente. Se sim, o número é igual a 1, se não é igual a 0.
tec_est	e6	Dummy	Indica se a empresa utiliza tecnologia estrangeira. Se sim, o número é igual a 1, se não é igual a 0.
funcionarios	11	Contínua	Número que representa a quantidade de funcionários da empresa.
funcionarios2	11	Contínua	Número que representa a quantidade de funcionários da empresa ao quadrado.
treinamento	110	Dummy	Indica se empresa implantou algum programa de treinamento no último ano fiscal. Se sim, o número é igual a 1, se não é igual a 0.
inova	p79a (BR) e e7 (Demais países)	Dummy	Indica se empresa lançou algum novo produto no mercado nos últimos três anos. Se sim, o número é igual a 1, se não é igual a 0.
gasto_ped	p135 (BR) e Le8a (Demais países)	Dummy	Indica se empresa gastou com P&D nos últimos três anos. Se sim, o número é igual a 1, se não é, igual a 0.

Fonte: elaboração própria.

Conforme descrito em detalhe na seção anterior, Nonnenberg e Avellar (2017) analisaram as firmas dos países da América Latina e da Europa do Leste de forma agregada, sem levar em conta possíveis heterogeneidades e especificidades de cada país. Já a presente pesquisa tratou os países do Mercosul de forma individualizada, ou seja, foram estimados modelos para as firmas de cada país (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai), tentando verificar possíveis semelhanças e diferenças.

As amostras de empresas de três dos países selecionados foram obtidas da pesquisa realizada no ano de 2006, com exceção para o Brasil, cujos dados foram obtidos da pesquisa de 2003. Destaca-se que, para o Brasil, não existem dados da pesquisa para 2006, apenas para 2009. Portanto, para evitar possíveis impactos da crise do *subprime*, iniciada nos Estados Unidos em meados de 2007, sobre os dados, optou-se por considerar o ano de 2003 para o Brasil. Além disso, os dados para os demais países tomaram como base o ano de 2006, antes da referida crise. A amostra para cada país foi composta da seguinte forma: i) Argentina, 516 empresas; ii) Brasil, 1.311 empresas; iii) Paraguai, 331 empresas; e, iv) Uruguai, 301 empresas. Os indivíduos com dados faltantes para pelo menos uma das variáveis consideradas foram removidos da amostra.

### 3.2 Modelo Econométrico

Nos modelos de escolha discreta, a regra de determinação para indicar se um indivíduo será classificado com 1 ou 0 é determinada ao introduzir uma variável latente, uma variável não observável. Considere a variável binária observável  $y$  e a variável contínua não observável (latente)  $y^*$ , a qual satisfaz o seguinte modelo:

$$y^* = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon, \quad (1)$$

em que  $\mathbf{x}$  denota todo o conjunto de variáveis independentes ou explicativas e  $\boldsymbol{\beta}$  a magnitude dos impactos dessas variáveis

Mesmo que  $y^*$  não seja observável, pode-se observar:

$$y = \begin{cases} 1, & \text{se } y^* > 0 \\ 0, & \text{se } y^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Tomando como base as Equações (1) e (2), tem-se o seguinte para a variável latente:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = 1|\mathbf{x}) &= \text{Prob}(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon > 0|\mathbf{x}) \\ \text{Prob}(y = 1|\mathbf{x}) &= \text{Prob}(\varepsilon < \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}|\mathbf{x}) \quad , \\ \text{Prob}(y = 1|\mathbf{x}) &= F(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \end{aligned} \quad (3)$$

onde  $F(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$  é a função de distribuição acumulada da variável aleatória,  $\varepsilon$ . Se  $\varepsilon$  é normalmente distribuído, tem-se o denominado modelo Probit.

Segundo Ganotakis e Love (2011), Harris e Li (2009) e Lachenmaier e Woessmann (2006), em um modelo de probabilidades, as variáveis de inovação tendem a apresentar endogeneidade, tornando necessário o uso de modelos com variáveis instrumentais. Neste trabalho foi utilizado o modelo Probit bivariado, que é uma extensão do modelo Probit, sendo formado por um sistema de equações em que os erros são potencialmente correlacionados. O Probit bivariado pode ser representado por:

$$\begin{aligned} y_1^* &= \mathbf{x}_1'\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_1 \\ y_2^* &= \mathbf{x}_2'\boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (4)$$

A regra de determinação, neste caso, apresenta duas restrições, como segue:

$$\begin{aligned} y_1 &= \begin{cases} 1, & \text{se } y_1^* > 0 \\ 0, & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \\ y_2 &= \begin{cases} 1, & \text{se } y_2^* > 0 \\ 0, & \text{se } y_2^* \leq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

Os termos de erro,  $\varepsilon_1$  e  $\varepsilon_2$ , têm média zero, variância igual a um e correlação igual a  $\rho$ . Para testar a existência de correlação entre os termos de erro, utiliza-se o teste de Wald, em que a hipótese nula é de  $\rho = 0$  e a hipótese alternativa é de  $\rho \neq 0$ . Assim, só existirá problema de endogeneidade se a hipótese nula for rejeitada, conforme os intervalos de confiança convencionais.

Como última etapa da estratégia desta pesquisa refere-se à estimação do modelo de seleção de Heckman, que tem por objetivo investigar a relação entre inovação e intensidade de exportação (CAMERON; TRIVEDI, 2010; WOOLDRIDGE, 2010; HECKMAN, 1979). O modelo de seleção de Heckman é utilizado para corrigir o viés de seleção da amostra. Neste caso, para estimar a intensidade das exportações, é necessário considerar apenas os indivíduos classificados como exportadores. No modelo existem duas equações, uma de seleção, que define os indivíduos, e a outra de resultado, que testa as relações de interesse. O modelo compreende uma equação de seleção,

$$y_1^* = \mathbf{x}_1'\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_1, \quad (6)$$

e uma equação de resultado

$$y_2^* = \mathbf{x}_2' \boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_2, \quad (7)$$

sendo a regra de determinação dada por

$$y_1 = \begin{cases} 1, & \text{se } y_1^* > 0 \\ 0, & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (8)$$

Uma vez selecionada as observações da amostra, a equação de resultado será estimada apenas se

$$y_2 = \begin{cases} \mathbf{x}_2' \boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_2, & \text{se } y_1^* > 0 \\ -, & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

Novamente, utiliza-se o teste de Wald para avaliar se existe correlação entre os erros das regressões, em que a hipótese nula é de  $\rho = 0$  e a hipótese alternativa é de  $\rho \neq 0$ . Em caso de rejeição da hipótese nula, existe a necessidade de corrigir o viés de seleção da amostra.

### 3.3 Modelos empíricos

No modelo Probit, a relação entre as variáveis foi dada pela Equação (10):

$$\begin{aligned} \text{exporta}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{capital\_est}_i + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{cert\_qualidade}_i + \beta_4 \text{ins\_import}_i \\ & + \beta_5 \text{tec\_est}_i + \beta_6 \text{funcionarios}_i + \beta_7 \text{funcionarios2}_i + \beta_8 \text{treinamento}_i \\ & + \beta_9 \text{inova}_i + \varepsilon_i. \end{aligned} \quad (10)$$

Já no modelo Probit bivariado, como a variável de inovação é potencialmente correlacionada com a de exportação, decorrente de um processo de autoseleção ou de *learning by exporting*, utilizou-se uma variável instrumental, o gasto com P&D, para eliminar possíveis problemas de endogeneidade (GANOTAKIS; LOVE, 2011). As equações foram:

$$\text{inova}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{gasto\_ped}_i + \varepsilon_i, \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \text{exporta}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{capital\_est}_i + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{cert\_qualidade}_i + \beta_4 \text{ins\_import}_i \\ & + \beta_5 \text{tec\_est}_i + \beta_6 \text{funcionarios}_i + \beta_7 \text{funcionarios2}_i + \beta_8 \text{treinamento}_i \\ & + \beta_9 \text{inova}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (12)$$

Por fim, na estimação do modelo de seleção de Heckman, remove-se, da equação de resultado, uma variável que influencia a variável dependente na equação de seleção. A variável subtraída foi “cert\_qualidade”, pois possuir um certificado de qualidade influencia a decisão de exportar, mas não a intensidade das exportações (NONNENBERG; AVELLAR, 2017). A Equação (13) refere-se à equação de seleção e a Equação (14) à equação de resultado:

$$\begin{aligned} \text{exporta}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{capital\_est}_i + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{cert\_qualidade}_i + \beta_4 \text{ins\_import}_i \\ & + \beta_5 \text{tec\_est}_i + \beta_6 \text{funcionarios}_i + \beta_7 \text{funcionarios2}_i + \beta_8 \text{treinamento}_i \\ & + \beta_9 \text{inova}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \text{int\_exp}_i = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{capital\_est}_i + \gamma_2 \text{idade}_i + \gamma_3 \text{ins\_import}_i + \gamma_4 \text{tec\_est}_i \\ & + \gamma_5 \text{funcionarios}_i + \gamma_6 \text{funcionarios2}_i + \gamma_7 \text{treinamento}_i + \gamma_8 \text{inova}_i \\ & + \varepsilon_i. \end{aligned} \quad (14)$$

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção apresenta os resultados das estimações econométricas desenvolvidas neste estudo<sup>5</sup>. Nas Tabelas 2, 3, 4 e 5, as estimativas do modelo Probit são apresentadas no que se chamou de “Probit”. Neste caso, a variável dependente é binária, com valor 1 se a empresa exporta e valor 0 se a empresa não exporta.

No que se refere ao modelo Probit bivariado (“Probit bivariado”), em todas as tabelas, na Equação 1, a variável dependente é binária, sendo seu valor igual a 1 se a empresa inova e igual a 0 caso contrário. Já a variável independente é o gasto em P&D, assumindo valor igual a 1 se firma realiza alguma atividade de P&D e valor 0 caso não realize. Na Equação 2, a variável dependente é binária, sendo considerada igual a 1 se a empresa exporta, e igual 0 se a empresa não exporta. As variáveis independentes são as mesmas do modelo Probit.

Os resultados dos modelos de seleção de Heckman são apresentados no que se denominou de “Modelo de seleção de Heckman”. Como já descrito, a estimação de tal modelo objetiva corrigir o problema de viés de seleção e verificar se a inovação afeta a intensidade de exportação das firmas. De acordo com Nonnenberg e Avellar (2017), isso é de extrema importância, pois vários trabalhos evidenciam a existência de autoseleção das empresas, isto é, são as melhores firmas que se tornam exportadoras.

A equação de seleção (Eq. de seleção) verifica, por meio de um modelo probabilístico, a decisão da empresa exportar. Neste caso, a variável dependente é binária. As variáveis independentes são as mesmas dos outros modelos. O indicador de inovação é a variável *inova* (Eq. de seleção). No que tange a equação de resultado (Eq. de resultado), esta tem por objetivo verificar as variáveis determinantes da intensidade de exportação das empresas. Aqui, a variável dependente é contínua representada pela intensidade da exportação. O indicador de inovação também é a variável *inova*.

Vale dizer que, conforme Wooldridge (2010), o modelo deve ser especificado de forma correta e, para isso, deve ser inserida na equação de seleção alguma variável que afete a probabilidade de exportar, porém que não influencie a variável dependente da equação de resultado (intensidade da exportação). Seguindo o proposto por Nonnenberg e Avellar (2017), esta pesquisa adotou a variável certificação de qualidade (*cert\_qualidade*) para tal fim, uma vez que, para os autores, possuir um selo de qualidade afeta a decisão de exportar da firma, mas não tem relação direta com a intensidade da exportação.

Na Tabela 2 são apresentados os resultados dos modelos probabilísticos estimados para as firmas manufatureiras da Argentina. No caso no modelo Probit, em que a variável dependente é o *status* de exportação, “exporta”, o teste de Wald (Estat. Wald) rejeita a hipótese nula de que os coeficientes são conjuntamente iguais a zero. Verifica-se que as variáveis “*capital\_est*”, “*cert\_qualidade*”, “*ins\_import*”, “*inova*” e “*idade*” têm seus coeficientes significativos e afetam positivamente a probabilidade de exportar das firmas argentinas.

Como pode ser observado nas estimativas do modelo Probit bivariado, o teste de independência de Wald de endogeneidade (Teste indep. Wald) rejeita a hipótese nula, indicando que existe correlação entre as equações (Equações 1 e 2), o que indica que as mesmas devem ser estimadas conjuntamente. Isto é, existe endogeneidade entre a variável de inovação e a variável de exportação. Na Equação 2 (Probit bivariado (2)), os resultados se assemelham com os encontrados no modelo Probit. As variáveis “*capital\_est*”, “*cert\_qualidade*”, “*ins\_import*”, “*inova*” e “*idade*” novamente, têm os coeficientes relacionados positivos e estatisticamente significantes.

---

<sup>5</sup> As estimações foram feitas no *software* Stata 11. Em todos os casos utilizou-se o comando *robust*, para correção de qualquer tipo de heteroscedasticidade.

Os efeitos marginais demonstram que se a empresa tiver participação de capital estrangeiro, a probabilidade de ser exportadora aumenta 21,52 pontos percentuais. Além disso, cada ano a mais de idade da empresa aumenta 0,1578 ponto percentual a probabilidade de exportar. A probabilidade de uma firma ser exportadora aumenta 25,49 pontos percentuais caso possua algum tipo de certificado de qualidade. No mais, a probabilidade de uma empresa exportar eleva-se em 47,74 pontos percentuais no cenário em que ela tenha lançado novos produtos no mercado (“inova”) nos três anos anteriores ao último ano fiscal.

No modelo de seleção de Heckman, o teste de independência de Wald (Teste indep. Wald) rejeita a hipótese nula a 1% de significância, indicando um viés de seleção na amostra. Ou seja, para a amostra de empresas da Argentina, os resultados revelam que ambas as decisões das firmas (exportar e o percentual das vendas advindas das exportações) são interdependentes. Como nos modelos anteriores, o resultado da estimação da equação de seleção (Eq. de seleção) aponta que “capital\_est”, “cert\_qualidade”, “ins\_import”, “inova” e “idade” têm os seus coeficientes estatisticamente significantes e positivos. Já na equação de resultado, em que a variável dependente, a intensidade das exportações, é contínua, “capital\_est” e “funcionarios2” têm coeficientes significantes e positivos. Já “idade” e “funcionarios” são negativamente relacionadas com a variável dependente a 1% de significância.

Tabela 2 – Modelos probabilísticos estimados para a Argentina

Variável	Probit	Probit bivariado			Modelo de seleção de Heckman	
	Coefficientes	Equação 1	Equação 2	Efeito Marginal	Eq. de seleção	Eq. de resultado
capital_est	0,7799316 (0,284739)***	-	0,6652044 (0,2471892)***	0,215269***	0,8130791 (0,2819916)***	11,80557 (4,77555)**
idade	0,0048543 (0,0028644)*	-	0,0045343 (0,0025571)*	0,001578*	0,004823 (0,0028803)*	-0,1576673 (0,0574454)***
cert_qualidade	0,8863757 (0,176445)***	-	0,7665244 (0,1659992)***	0,254948***	0,9813711 (0,179023)***	-
ins_import	0,5450492 (0,131884)***	-	0,4679325 (0,1254205)***	0,164976***	0,5362094 (0,1325616)***	-0,4894045 (3,468615)
tec_est	0,1160527 (0,194173)	-	0,0845278 (0,1738831)	0,030198	0,171015 (0,1942268)	-0,4861239 (4,098176)
funcionarios	0,0003056 (0,0004214)	-	0,0002384 (0,0003645)	0,000080	0,0002916 (0,0004275)	-0,0084103 (0,002973)***
funcionarios2	-0,00000013 (2,31E-08)	-	-0,0000000982 (0,00000002)	-3,28E-09	-0,000000141 (0,000000235)	0,000000424 (1,63E-07)***
treinamento	-0,0249461 (0,1355329)	-	-0,0034445 (0,1207493)	-0,003951	-0,0135153 (0,1342769)	1,689006 (3,272855)
inova	0,5860106 (0,155203)***	-	1,600723 (0,2213796)***	0,477468***	0,5741795 (0,1577203)***	2,839306 (4,514207)
gasto_ped	-	0,677947 (0,117867)***	-	-	-	-
constante	-1,317922 (0,28242)***	0,463371 (0,081389)***	-2,000426 (0,2548865)***	-	-1,356007 (0,2834162)***	44,96035 (10,47119)***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,23		-			-
Estat. Wald	139,62***		274,26***			63,87***
$\rho$	-		-0,67			-0,52
Teste indep. Wald	-		10,06***			18,58***

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%; ausência de asterisco representa coeficiente não significativo. 2) Erros Padrão Robustos entre parênteses.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos modelos probabilísticos estimados para as empresas manufatureiras brasileiras. No modelo Probit, observa-se que a maioria das variáveis independentes possui significância estatística, sendo que as variáveis “idade”, “cert\_qualidade”, “ins\_import”, “funcionarios”, “treinamento” e “inova” apresentaram coeficientes positivos, ou seja, afetam positivamente a probabilidade de exportar. Ressalta-se que a variável “funcionarios2” apresentou coeficiente significativo e negativo, revelando que, para as empresas do Brasil, a relação entre tamanho (medido pelo número de funcionários) e exportação é não-linear (U invertido). Este resultado vai ao encontro de Nonnenberg e Avellar (2017).

Analisando os resultados do modelo Probit bivariado, observa-se que o teste de independência de Wald de endogeneidade (Teste indep. Wald) rejeita, a 1% de significância, a hipótese nula de ausência de endogeneidade, o que faz com que as duas equações do modelo devam ser estimadas conjuntamente. Os coeficientes estimados da Equação 2 (Tabela 2) se assemelham aos estimados no modelo Probit padrão. Apenas algumas variações, como a significância estatística da variável “idade” que, neste caso é de 10%, da variável “inova” que é de 1%. Já os sinais encontrados permanecem os mesmos.

Em relação aos efeitos marginais, nota-se que um ano a mais na idade da empresa eleva a probabilidade de ser exportadora em 0,05 ponto percentual. O fato de uma empresa brasileira possuir algum tipo de certificado de qualidade aumenta a probabilidade de exportar em 3,29 pontos percentuais. Já importar insumos eleva a probabilidade de uma empresa brasileira ser exportadora em 10,65 pontos percentuais. Se uma empresa implementa algum tipo de treinamento, a probabilidade de ser exportadora cresce 2,35 pontos percentuais. Por fim, o lançamento de novos produtos no mercado (“inova”) faz com que a probabilidade de ser uma firma exportadora cresça 14,52 pontos percentuais.

No mais, conforme pode ser observado nas estimativas do modelo de seleção de Heckman, pelo teste de independência de Wald (Teste indep. Wald) não se rejeita a hipótese nula a nenhum dos níveis de significância convencionais e, por isso, esse modelo torna-se inadequado e não indicado para análise.

Tabela 3 – Modelos probabilísticos estimados para o Brasil

Variável	Probit	Probit bivariado			Modelo de seleção de Heckman	
	Coefficientes	Equação 1	Equação 2	Efeito Marginal	Eq. de seleção	Eq. de resultado
capital_est	0,216313 (0,2899893)	-	0,258305 (0,245238)	0,035438	0,198982 (0,291988)	13,702990 (5,312497)***
idade	0,006353 (0,0029774)**	-	0,004673 (0,002619)*	0,000508*	0,006455 (0,002981)**	-0,126395 (0,067737)*
cert_qualidade	0,320057 (0,1394016)**	-	0,250300 (0,117500)**	0,032984**	0,325892 (0,138622)**	-
ins_import	0,857930 (0,1415111)***	-	0,667701 (0,138389)***	0,106580***	0,860632 (0,142342)***	4,703935 (4,124465)
tec_est	-0,027955 (-0,226726)	-	-0,087035 (0,199167)	-0,009640	-0,010488 (0,227637)	-8,026171 (4,053442)**
funcionarios	0,003393 (0,0005883)***	-	0,002795 (0,000520)***	0,00031***	0,003372 (0,000592)***	-0,006703 (0,012175)
funcionarios2	-0,000001 (0,0000001)***	-	-0,000001 (0,000000)***	-7,52E-08***	-0,000001 (0,000000)***	0,000004 (0,000005)
treinamento	0,310613 (0,0906512)***	-	0,221224 (0,081438)***	0,023521***	0,311601 (0,090614)***	-1,558254 (4,228586)
inova	0,167419 (0,083757)**	-	1,252974 (0,219340)***	0,145227***	0,163620 (0,084239)*	-9,384791 (3,310752)***
gasto_ped	-	0,492443 (0,071737)***	-	-	-	-
constante	-1,158253 (0,6043522)*	-0,170397 (0,048161)***	-1,372632 (0,502137)***	-	-1,168585 (0,599380)*	16,228150 (9,463302)*
Pseudo R <sup>2</sup>	0,25	-	-	-	-	-
Estat. Wald	199,82***	-	469,41***	-	170,30***	-
$\rho$	-	-	-0,72	-	-0,21	-
Teste indep. Wald	-	-	8,91***	-	1,41	-

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%; ausência de asterisco representa coeficiente não significativo. 2) Erros Padrão Robustos entre parênteses.

Os resultados dos modelos probabilísticos estimados para as empresas do Paraguai são demonstrados na Tabela 4. No modelo Probit (Probit (1)), o teste de Wald rejeita a hipótese nula de que os coeficientes são estatisticamente iguais a zero, com 1% de significância. Vale dizer que somente as variáveis “funcionarios”

e “treinamento” apresentaram coeficientes estatisticamente significantes, sendo que os mesmos tiveram sinais positivos.

Destaca-se que, referente aos resultados do modelo Probit bivariado (Probit bivariado (2)), o teste de independência de Wald de endogeneidade (Teste indep. Wald) não rejeita a hipótese nula. Logo, não há problema de endogeneidade entre as variáveis de inovação e de exportação. Consequentemente, o modelo não é bem especificado para testar o impacto das variáveis dependentes na exportação e, por isso, os resultados não foram analisados. Diante do exposto, os efeitos marginais analisados referem-se ao modelo Probit (Probit (1)). Nota-se que para cada funcionário adicional, a probabilidade de uma firma ser exportadora aumenta em 0,25 ponto percentual. Além disso, a probabilidade de ser exportadora eleva-se em 13,43 pontos percentuais para aquelas empresas que promovem algum tipo de treinamento.

No modelo de seleção de Heckman, o teste de independência de Wald (Teste indep. Wald) não rejeita a hipótese nula de ausência correlação entre os termos de erro das equações de seleção e de resultado. Dessa forma, o controle de viés de seleção da amostra não é indicado para estimar a intensidade das exportações das empresas paraguaias. Por isso, os resultados estimados são inadequados e não foram analisados.

Tabela 4 – Modelos probabilísticos estimados para o Paraguai

Variável	Probit		Probit bivariado		Modelo de seleção de Heckman	
	Coefficientes	Efeito marginal	Equação 1	Equação 2	Eq. de seleção	Eq. de resultado
capital_est	0,2318716 (0,2630689)	0,0689958 (0,08328)	- -	0,233342 (0,262439)	0,2372012 (0,2660554)	33,00831 (8,898569)***
idade	0,00277 (0,0047129)	0,0007657 (0,0013)	- -	0,002679 (0,004681)	0,0021022 (0,0048211)	0,0567641 (0,1201936)
cert_qualidade	0,4919853 (0,3132754)	0,1577444 (0,11322)	- -	0,486358 (0,31121)	0,627274 (0,3825714)	- -
ins_import	0,2984272 (0,1854114)	0,08332 (0,05197)	- -	0,288497 (0,186127)	0,2935738 (0,1840525)	-7,263856 (10,5513)
tec_est	0,0569748 (0,2600299)	0,0160311 (0,07448)	- -	0,05452 (0,257755)	0,0610171 (0,2557078)	-2,687904 (9,108239)
funcionarios	0,0092597 (0,00328)***	0,0025594 (0,00093)***	- -	0,009123 (0,003265)***	0,009056 (0,0033184)***	-0,3147572 (0,1613427)*
funcionarios2	-0,0000105 (0,0000078)	-0,0000029 (0,0000000)	- -	-0,0000104 (0,00000766)	-0,0000107 (0,00000748)	0,0005418 (0,0003072)*
treinamento	0,484689 (0,1891025)***	0,1343584 (0,05195)**	- -	0,458749 (0,205448)**	0,4705428 (0,1902598)**	-15,68038 (11,3425)
inova	-0,1127997 (0,1871888)	-0,0318127 (0,05374)	- -	0,156421 (0,736243)	-0,115662 (0,1873433)	-15,11974 (9,076867)*
gasto_ped	- -	- -	0,87729 (0,168521)***	- -	- -	- -
constante	-1,555784 (0,2647351)***	- -	0,276674 (0,089789)***	-1,717411 (0,468476)	-1,518837 (0,276529)***	95,49091 (39,84523)**
Pseudo R <sup>2</sup>	0,20		-		-	
Estat. Wald	56,78***		89,37***		64,91***	
$\rho$	-		-0,17		-0,51	
Teste indep. Wald	-		0,14		0,79	

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%; ausência de asterisco representa coeficiente não significativo. 2) Erros Padrão Robustos entre parênteses.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados dos modelos probabilísticos estimados para as firmas manufatureiras do Uruguai. O teste de Wald no modelo Probit (Probit (1)) rejeita a hipótese nula de que os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero, a 1% de significância. Para tal modelo, as variáveis

“ins\_import”, “funcionarios” e “treinamento” tiveram coeficientes estatisticamente significantes, afetando positivamente a probabilidade de exportar. Já os coeficientes das variáveis “tec\_est” e “funcionarios2” foram significativos e revelaram-se negativamente relacionados com a probabilidade de ser exportadora.

No modelo Probit bivariado, verifica-se que o teste de independência de Wald de endogeneidade (Teste indep. Wald) rejeita a hipótese nula de ausência de endogeneidade, o que faz com que as duas equações do modelo devam ser estimadas conjuntamente. De acordo as estimativas da Equação 1, a variável instrumental “gasto\_ped” está positivamente relacionada com a variável dependente “inova”, sendo estatisticamente significativa. Já na equação 2, ao introduzir uma variável instrumental que não é diretamente correlacionada com a variável dependente “exporta”, a variável “inova” passou a ter significância estatística, com sinal positivo. Ou seja, sendo o modelo Probit bivariado o mais adequado, a variável “inova” apresenta efeitos positivos sobre a probabilidade de exportar das empresas do Uruguai. As demais variáveis mantiveram os seus resultados conforme o Probit (Probit (1)).

No que diz respeito aos efeitos marginais, observa-se que as empresas que são importadoras de insumo têm uma probabilidade maior de serem exportadoras, com um aumento de 8,58 pontos percentuais. Já aquelas que utilizam tecnologia estrangeira na produção têm uma probabilidade menor de serem exportadoras, com uma redução de 17,42 pontos percentuais. Para as empresas que inovam, a probabilidade de serem exportadoras aumenta em 34 pontos percentuais.

Observando o resultado do modelo de seleção de Heckman, verifica-se que o teste de Wald não rejeita a hipótese nula de ausência de correlação entre os termos de erro das equações de seleção e de resultado. Isso significa que não existe necessidade de controlar o viés de seleção da amostra para estimar a intensidade das exportações uruguaias, tornando o modelo inadequado. Assim, os resultados das estimações não serão apresentados.

Destaca-se que, no modelo de seleção de Heckman, o teste de independência de Wald (Teste indep. Wald) não rejeita a hipótese nula de ausência correlação entre os termos de erro das equações de seleção e de resultado. Logo, o controle de viés de seleção da amostra não é indicado para estimar a intensidade das exportações das empresas paraguaias. Assim, os resultados estimados são inadequados e não foram analisados.

Tabela 5 – Modelos probabilísticos estimados para o Uruguai

Variável	Probit	Probit bivariado			Modelo de seleção de Heckman	
	Coefficientes	Equação 1	Equação 2	Efeito Marginal	Eq. de seleção	Eq. de resultado
capital_est	-0,2651648 (0,3046312)	-	-0,184043 (0,168749)	-0,077990	-0,2714536 (0,3038478)	13,86667 (8,264484)*
idade	-0,0025783 (0,0035535)	-	-0,002714 (0,002552)	-0,001126	-0,0025029 (0,003551)	-0,1544313 (0,0911494)*
cert_qualidade	0,2792972 (0,3326832)	-	0,263017 (0,234369)	0,108493	0,2224444 (0,5140017)	-
ins_import	0,519769 (0,1787358)***	-	0,201343 (0,119861)*	0,085838*	0,5124931 (0,1798543)***	-4,699158 (12,03245)
tec_est	-0,5916749 (0,3408563)*	-	-0,398354 (0,156659)**	-0,174270**	-0,587866 (0,339742)*	-6,417757 (14,87679)
funcionarios	0,0161938 (0,0044826)***	-	0,010757 (0,002817)***	0,004218***	0,0162989 (0,0045208)***	-0,0790174 (0,2678538)
funcionarios2	-0,0000219 (0,0000078)***	-	-0,0000169 (0,00000483)***	-6,55E-06***	-0,0000223 (0,0000081)***	0,0002454 (0,0003893)
treinamento	0,6628088 (0,1907272)***	-	0,398868 (0,12558)***	0,161962***	0,6987573 (0,3002348)**	1,975742 (13,19519)
inova	-0,2736129 (0,1796908)	-	1,318683 (0,105784)***	0,340031***	-0,2637761 (0,1845544)	-10,015 (8,671009)
gasto_ped	-	0,783512 (0,14398)***	-	-	-	-
constante	-0,1389503 (0,2758693)	0,27877 (0,08037)***	-1,001792 (0,168104)***	-	-0,147967 (0,2821024)	81,9872 (31,81246)**
Pseudo R <sup>2</sup>	0,25		-			-
Estat. Wald	76,89***		-			95,95***
$\rho$	-		-1			-0,27
Teste indep. Wald	-		12,88***			0,06

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%; ausência de asterisco representa coeficiente não significativo. 2) Erros Padrão Robustos entre parênteses.

A Tabela 6 apresenta os principais resultados encontrados para a variável de inovação para as empresas manufatureiras dos países do Mercosul. Com exceção do Paraguai, a inovação é um fator importante que leva uma empresa a se tornar exportadora. No mais, observa-se que a magnitude dos impactos do esforço inovativo na probabilidade de uma firma exportar varia conforme o território nacional. Estes resultados vão ao encontro de: i) Nonnenberg e Avellar (2017), que consideram em seu trabalho as empresas latino-americanas; e, ii) Avellar e Carvalho (2013) e Silva e Avellar (2017), que levaram em conta em suas pesquisas as empresas brasileiras.

Tabela 6 – Resultados encontrados para a variável de inovação

País	Sinal esperado	Sinal estimado	Significante	Efeito marginal
Argentina	+	+	Sim	47,74 p.p.
Brasil	+	+	Sim	14,52 p.p.
Paraguai	+	-	Não	-3,18 p.p.
Uruguai	+	+	Sim	34,00 p.p.

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

## 5 CONCLUSÃO

Empresas exportadoras ainda podem ser consideradas absoluta minoria, uma vez que, embora o prêmio por exportar desperte interesse, essa tarefa consome esforços que nem sempre uma firma é capaz sustentar. Por outro lado, o aumento agregado das exportações e do desempenho da atividade industrial produz impactos diretamente nos mais diversos indicadores, tais como nível de emprego, balança comercial, inflação, entre

outros. Isto posto, com a finalidade de compreender a relação entre exportação e ganhos de produtividade das firmas, ao final da década de 1990, formou-se uma nova agenda de pesquisa, cujas contribuições aos mais diversos ramos da literatura se avolumam desde então.

O objetivo deste estudo foi verificar se o esforço inovativo afeta positivamente a probabilidade de exportar de empresas manufatureiras dos países do Mercosul: Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. Para tanto, utilizou-se uma base de microdados do Banco Mundial, a *Enterprise Surveys*. As estimativas econométricas foram realizadas por meio de três modelos: Probit; Probit bivariado, para correção do problema de endogeneidade; e, modelo de seleção de Heckman, para correção de viés de seleção da amostra.

O presente trabalho contribui para a literatura uma vez que, buscando fornecer uma compreensão mais detalhada sobre o tema, investiga os países do Mercosul de forma individualizada, tendo sido possível apontar semelhanças entre eles e as características idiossincráticas de cada um. Trabalhos focados em analisar regiões e/ou grandes blocos agregados, como, por exemplo, o de Nonnenberg e Avellar (2017), embora constituam notório avanço, não permitem apontar possíveis heterogeneidades entre os países que compõem a amostra.

Os resultados dos modelos Probit ou Probit bivariado revelaram que, com exceção do Paraguai, a inovação eleva a probabilidade de uma empresa ser exportadora. Importante dizer que a magnitude dos impactos do esforço inovativo na probabilidade de uma firma exportar varia conforme o território nacional. No mais, as estimativas do modelo de seleção de Heckman revelaram-se inadequadas (sem viés de seleção) para a maioria dos países pesquisados.

Por fim, ressalta-se que a perseguição pela diferenciação por parte de uma empresa, além de aumentar sua capacidade de competir no mercado externo, pode gerar externalidades positivas e contribuir para o desenvolvimento da economia onde ela está inserida. Salários elevados, transbordamento de tecnologias e eficiência na produção são algumas das vantagens. Ademais, o sucesso inovador pode modificar a estrutura de um mercado e premiar o esforço com uma posição mais competitiva.

## AGRADECIMENTOS

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001. Os autores também agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo suporte financeiro.

## REFERÊNCIAS

ABRAMOVITZ, M. Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. **Journal of Economic History**, v. 46, n. 2, p. 386-406, 1986.

AGHION, P.; HOWITT, P. A. Model of Growth Through Creative Destruction. **Econometrica**, v. 60, n. 2, p. 323-351, 1992.

ARROW, K. The economic implications of learning-by-doing, **Review of Economic Studies**. v. 29, n. 1, pp. 155–173, 1962.

AVELLAR, A. P.; CARVALHO, L. Esforço inovativo e desempenho exportador: evidências para Brasil, Índia e China. **Estudos Econômicos**, v. 43, p. 499-524, 2013.

AW, B. Y.; ROBERTS, M.; WINSTON, T. Export market participation, investments in R&D and worker training and the evolution of firm productivity. **The world economy**, v. 14, p. 83-104, 2007.

BALLI, E.; SIGEZE, Ç. The nexus between research and development and export decision: the case of Turkey. **International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research**, v. 11, p. 34-41, 2017.

BAUMOL, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare. **American Economic Review**, v. 76, p. 1072-1085, 1986.

BANCO MUNDIAL. **Enterprise Surveys**. Disponível em: <<https://www.enterprisesurveys.org/portal/login.aspx>>. Acesso em: 20 nov. 2018.

BERNARD, A.; JENSEN, J. B. Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? **Journal of International Economics**, n. 47, p. 1-25, 1999.

\_\_\_\_\_. Exporter, jobs and wages in US manufacturing 1976-1987. **Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics**, p. 67-119, 1995.

BERNARD, A.; JENSEN, J. B.; REDDING, S. J.; SCHOTT, P. K. Firms in international trade. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, p. 105-130, 2007.

BERNARD, A.; WAGNER, J. Exports and success in german manufacturing, **Weltwirtschaftliches Archiv**, n. 133, p. 134-57, 1997.

CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. **Microeconomics using stata**. Stata Press Publication, 2010.

CASSIMAN, B.; MARTÍNEZ-ROS, E. Product innovation and exports: evidence from Spanish manufacturing. **Review of World Economics/Weltwirtschaftliches Archiv**, v.146, p. 657-689, 2010.

CLERIDES, S.; LACH, S.; TYBOUT, J. Is learning-by-exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico and Morocco. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, p. 903-947, 1998.

DOSI, G. Sources, procedures and microeconomic effects of innovation. **Journal of Economic Literature**, v. 26, n. 3, p. 1120-1171, 1988.

\_\_\_\_\_. Technological paradigms and technological trajectories. **Research Policy**, v. 11, p.147-162, 1982.

GANOTAKIS, P.; LOVE, J. R&D, product innovation and exporting: evidence from UK new technology firms. **Oxford Economic Papers**, v. 63, p. 279-306, 2011.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7 ed. New York: Pearson Prentice Hall, 2012.

HARRIS, R; LI, Q. C. Exporting, R&D and absorptive capacity in UK establishments. **Oxford Economic Papers**, v. 61, p. 74-103, 2009.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, p. 153-61, 1979.

KANNEBLEY JÚNIOR, S.; ESTEVES, L. A.; DA SILVA, A. M. P.; ARAÚJO, B. C. Autosseleção e aprendizado no comércio exterior das firmas industriais brasileiras. **Revista Economia**, v. 10, p. 715-740, 2009.

LACHENMAIER, S.; WOESSMANN, L. Does Innovation cause exports? Evidence from exogenous innovation impulses and obstacles using German micro data. **Oxford Economic Papers**, v. 58, p. 317-350, 2006.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**. v. 22, n. 1, pp. 3-42, 1988.

NONNENBERG, M. J. B.; AVELLAR, A. P. M. Exportações e processos inovativos: um estudo para América Latina e Europa do Leste. **Nova Economia**, v. 3, p. 577-607, 2017.

NGUYEN, A. N.; PHAM, N. Q.; NGUYEN, C. D.; NGUYEN, N. D. Innovation and export of Vietnam's SME sector. **The European Journal of Development Research**, v. 20, p. 262-280, 2008.

ROBERTS, M. J.; TYBOUT, J. R. The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs. **The American Economic Review**, v. 87, p. 545-564, 1997.

ROMER, P. The Origins of Endogenous Growth. **Journal of Economic Perspectives**, v. 8, p. 3-22, 1994.

SCARABEL, M. V. P. **Três ensaios sobre economia internacional**. 2017. 112 f. Tese (Doutorado em Ciências) – Programa de Pós-graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2017.

SILVA, J. C.; AVELLAR, A. P. Esforço inovativo e exportação: um estudo para o setor industrial brasileiro. In: II ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA INDUSTRIAL E INOVAÇÃO, 2017, Porto de Galinhas. **Anais eletrônicos...** Disponível em: <<https://www.proceedings.blucher.com.br/article-details/esforo-inovativo-e-exportao-um-estudo-para-o-setor-industrial-brasileiro-26602> >. Acesso em: 18 de jul. 2019.

SJOHOLM, F. Which Indonesian firms export? The importance of foreign networks. **Paper in Regional Sciences**, n. 82, p. 333-350, 2003.

WAGNER, J. The causal effects of exports on firm size and labor productivity: first evidence from a matching approach. **Economic Letters**, v. 77, p. 287-292, 2002.

WAKELIN, K. The role of innovation in bilateral OECD performance. **Applied Economics**, v. 30, p. 1335-1346, 1998.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 2010.