

Informalidade na América Latina: uma análise por Vetores Autorregressivos em Painel

Informality in Latin America:
a panel vector autoregression analysis

Thiago Geovane Pereira Gomes [I]
Cassio da Nóbrega Besarria [II]
José Alderir da Silva [III]

Resumo

É fundamental conhecer o tamanho, a dinâmica e as principais causas da informalidade para adoção de políticas públicas factíveis. Assim, a fim de contribuir com a literatura, este artigo pretende analisar o comportamento da informalidade em uma amostra de países da América Latina entre 2002 e 2015. A estratégia empírica usará o método de Vetores Autorregressivos (VAR) em Painel para contornar problemas de endogeneidade entre o nível de informalidade e seus principais determinantes. Os resultados da estimação do *Generalized method of moments* (GMM) e as análises das Funções de Resposta ao Impulso (FRIs) ressaltam o efeito negativo do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* sobre a informalidade e os efeitos positivos da taxa de desemprego e dos impostos sobre o tamanho da economia informal em relação ao PIB oficial.

Palavras-chave: informalidade; América Latina; VAR em painel.

Abstract

Knowing the size, dynamics and main causes of informality is essential for the adoption of feasible public policies. Thus, in order to contribute to the literature, this article intends to analyze the behavior of informality in a sample of Latin American countries between 2002 and 2015. The empirical strategy will use the Panel Vector Autoregression (VAR) method to circumvent endogeneity problems between level of informality and its main determinants. The results of the estimation of Generalized Method of Moments (GMM) and the analyses of Impulse Response Functions (IRF) highlight the negative effect of Gross Domestic Product (GDP) per capita on informality and the positive effects of unemployment rate and taxes on the size of informal economy in relation to the official GDP.

Keywords: *informality; Latin America; panel VAR.*



Introdução

É fundamental conhecer o tamanho, a dinâmica e as principais causas da informalidade para adoção de políticas públicas factíveis. Loayza (1997) afirma que é importante estudar a economia informal porque ela permite analisar como os sistemas regulatórios e de fiscalização do governo afetam o desempenho econômico dos países em desenvolvimento. E Loayza (1994) também cita o papel da informalidade na geração de distorções. Para ele, uma economia com um alto nível de atividades informais sofre com a criação de contratos com maior incerteza e com um aumento nos custos de transação.

Da mesma forma, Medina e Schneider (2018) evidenciam a importância de se levar em consideração o setor informal. A inclusão da produção de bens e serviços dos dois setores melhora a construção de políticas econômicas que afetam os agregados macroeconômicos no curto e longo prazo. Uma das mais importantes variáveis para se levar em consideração, na América Latina, é a evasão fiscal, porque seu tamanho pode influenciar na qualidade e quantidade de bens e serviços públicos.¹

Considerando, em especial, o caso da América Latina, o comportamento do Produto Interno Bruto (PIB) oficial é um grande sinalizador do desenvolvimento e do tamanho da economia informal. Situações de crise expõem os trabalhadores a maiores vulnerabilidades, e a informalidade funcionaria como um *buffer* para garantir a sobrevivência das famílias no curto prazo. Assim, uma crise afetaria a decisão das famílias entre trabalhar ou não na economia informal (Buehn e Schneider, 2012).

Williams e Schneider (2016) citam que a informalidade apresenta uma magnitude bastante heterogênea entre os países da América

Latina. Por exemplo, usando uma abordagem Mimic (multiple indicators multiple causes),² o tamanho médio da informalidade, entre 1999 e 2007, para a Bolívia, era de 66,1%; enquanto, para o Brasil, era de 39%. Outro dado curioso é sobre o crescimento econômico de alguns países e suas taxas de desemprego. Entre 2002 e 2015, a Argentina, a Bolívia, o Brasil, a Colômbia e o Uruguai apresentaram taxas de crescimento médias, oscilando por 3,5% até 4,6%. Ao considerar a taxa de desemprego média para os mesmos países, o Brasil teve uma taxa próxima de 8,20% e a Bolívia teve 2,62% para esse mesmo período.

Partindo da hipótese de que menor crescimento econômico gera mais desemprego e aumento da informalidade, é importante salientar o comportamento de alguns países que reforça a heterogeneidade na região. Um documento informativo de 2015, publicado pela Comissão Econômica para a América Latina e Caribe (Cepal),³ cita que a desaceleração foi um fenômeno generalizado e que, apesar disso, os países apresentaram um comportamento no crescimento bastante heterogêneo. Somam-se, a isso, menores taxas de crescimento do comércio mundial, próximas de 5%, e uma queda na demanda interna, seguida de uma redução no investimento. Os gastos privados também apresentaram menores taxas de crescimento, caindo de 2,9%, em 2013, para 1,2%, no ano de 2014.

A literatura apresenta uma discussão sobre maneiras de calcular o tamanho da informalidade (Schneider e Enste, 2000; Schneider, 2005; Schneider, 2009). Porém, apenas o estudo de Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015) analisou a dinâmica de curto prazo da informalidade entre os estados norte-americanos. Assim, este é o primeiro estudo a aplicar

a metodologia de vetores autorregressivos em painel para investigar o comportamento da informalidade na América Latina.

Com efeito, o objetivo deste artigo é analisar o comportamento da economia informal na América Latina, entre 2002 e 2015, mediante choques sobre a educação superior, patentes, taxa de desemprego, imposto de renda sobre o lucro, imposto sobre o capital, o produto interno bruto oficial *per capita* e a renda nacional *per capita*. A amostra engloba 15 países dessa região (Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Paraguai, Peru, República Dominicana e Uruguai); outros três países (Equador, Haiti e Venezuela) foram retirados da amostra por falta de disponibilidade de dados.

Neste artigo, será utilizado o método *Generalized Method of Moments* (GMM) com a abordagem de Vetores Autorregressivos (VAR) em painel para contornar problemas de endogeneidade e de cointegração. De acordo com Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015), o uso desse método permite analisar o comportamento dinâmico da informalidade, mediante choques dos agregados macroeconômicos e das políticas do governo. Um aumento inesperado na qualidade/quantidade das fiscalizações ou uma redução nos encargos tributários são processos que se desencadeiam do curto até o longo prazo em uma economia. Portanto, é necessário incorporar uma estrutura dinâmica que possibilite representar as trajetórias do setor informal.

Este é o primeiro estudo que analisa a informalidade na América Latina através desse método que capta bicausalidade e utiliza a variável “tamanho da economia informal em relação ao PIB oficial”, retirada de Medina e

Schneider (2018), duas *proxies* para capital humano – a variável “educação superior”, de Barro e Lee (2013), e “patentes” do *World Development Indicators* (WDI) –, e dois tipos de impostos.

Este artigo segue a definição de Economia Informal (*Shadow Economy*) proposta por Buehn e Schneider (2012), que engloba toda a produção legal de bens e serviços baseada no mercado e que não é revelada para as autoridades públicas pelas seguintes razões: evitar pagamento de imposto de renda ou de outras fontes tributáveis, como também sobre valores adicionados; evitar pagamentos da contribuição de seguridade social; evitar cumprimento das legislações do mercado de trabalho, tais como: salário-mínimo, carga horária semanal máxima, férias remuneradas, horas extras, seguro-desemprego, insalubridade, etc.; e o não cumprimento de certos procedimentos administrativos, como apresentar uma base de dados periodicamente com o cadastro do perfil dos empregados ou, por exemplo, evitar procedimentos administrativos que não possibilitem o aumento da fiscalização das autoridades públicas.⁴

É importante destacar os resultados desta pesquisa. Tanto na estimação dos coeficientes do GMM quanto na análise das Funções de Resposta ao Impulso (FRIs), o crescimento econômico e os impostos apresentam os resultados esperados para a amostra e o período considerado. Um choque na taxa de crescimento do PIB gerou um efeito negativo na informalidade, e um choque nos impostos ocasionou um aumento no nível de informalidade em relação ao PIB oficial. Ao se considerar as FRIs, a taxa de desemprego contribuiu de maneira significativa para o crescimento da economia informal.

Além desta introdução, o artigo contém mais seis seções. A próxima seção trata da informalidade na América Latina; a seção na sequência apresenta a metodologia empregada no trabalho; na seção seguinte, é feita a descrição dos dados e, a última seção evidencia os resultados obtidos para o método GMM, a decomposição da variância, o teste de causalidade e as FRIs; por fim, estão as considerações finais.

A informalidade na América Latina

Esta seção analisa o comportamento de alguns determinantes da economia informal na América Latina com o objetivo de inferir alguma interação entre as variáveis analisadas.

A Tabela 1 apresenta a média de anos de escolaridade no nível superior entre os 15 países da amostra, os EUA e a Alemanha. A Alemanha teve, em 2000, 14,6% da população entre 25 e 64 anos de idade com uma média de 0,74 anos de escolaridade no nível superior; enquanto os EUA apresentaram, no mesmo ano, 29% da população economicamente ativa com uma média de 1,7 ano de escolaridade superior. Já a Argentina teve 14,1% da população com 0,33 ano de escolaridade média e a Bolívia teve 8,3% da população entre 25 e 64 anos de idade com uma média de escolaridade próxima de 0,5.

O Brasil ficou com uma média igual a 0,34 entre os anos 2000 e 2015. E o Peru apresentou a maior média da região, com um valor próximo de 1 ano de escolaridade no nível superior. As menores médias ficaram com Honduras, Paraguai e El Salvador. Castro (2006)

Tabela 1 – Média de anos da escolaridade no nível superior

Países	2000	2005	2010	2015	2000-2015 (Média)
Alemanha	0.74	0.77	0.89	0.76	0.8
Argentina	0.33	0.34	0.30	0.31	0.32
Bolívia	0.47	0.57	0.75	0.79	0.61
Brasil	0.27	0.30	0.41	0.38	0.34
Chile	0.65	0.63	0.59	0.54	0.60
Colômbia	0.42	0.41	0.82	0.90	0.63
Costa Rica	0.61	0.75	0.80	0.77	0.74
El Salvador	0.35	0.43	0.26	0.21	0.32
Estados Unidos	1.70	1.73	1.86	1.86	1.8
Guatemala ⁵	0.14	0.13	0.01	0.02	0.07
Honduras	0.17	0.18	0.18	0.15	0.17
México	0.46	0.58	0.67	0.70	0.61
Nicarágua	0.43	0.43	0.47	0.50	0.46
Paraguai	0.28	0.14	0.37	0.33	0.28
Peru	0.98	1.26	0.80	0.74	0.96
República Dominicana	0.35	0.42	0.41	0.36	0.39
Uruguai	0.39	0.33	0.32	0.28	0.33
Média	0,51	0,55	0,58	0,56	0,55

Fonte: elaboração própria com os dados da pesquisa.

cita duas visões sobre o crescimento do ensino superior no Brasil.⁶ A primeira visão destaca o atraso nesse tipo de ensino. Por exemplo, o Peru implantou sua primeira universidade no século XVI, enquanto o Brasil criou a sua primeira, a Universidade do Estado de São Paulo (USP), em 1934. Outra informação preocupante é a taxa de matrícula bruta dos jovens de 18 a 24 anos. Entre 2002 e 2003, o Brasil apresentou 21% das matrículas no ensino superior, já o Chile teve 42%. Segundo o autor (ibid.), o Brasil teve a menor média de matrículas da América do Sul e também menor que o México e a República Dominicana.

Apesar desse atraso na criação e expansão dos centros de ensino superior, é possível especificar alguns avanços. Pacheco, Garcia e Garcia (2019) destacam o aumento nas taxas de matrícula no ensino superior, de 18%, no ano 2000, para 28% em 2013. Chile, Colômbia, Equador e Peru tiveram a aplicação de políticas de fomento para o nível universitário e o aumento de financiamentos privados para entrada nas instituições de ensino particulares.

Outro ponto muito importante que guarda forte ligação com o papel da educação é o aumento da produtividade dos trabalhadores. Profissionais com maiores qualificações e experiência podem contribuir mais com o crescimento da economia. Mas, infelizmente, a América Latina apresenta muitos desafios nesse campo.⁷ Por exemplo, um documento da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), lançado em 2014, explicita a necessidade do aumento da produtividade na região, com o objetivo de melhorar a qualidade de vida e, conseqüentemente, retirar grande parcela da população da Armadilha da Renda Média. Em 2013, a diferença percentual

de níveis de produtividade do trabalho com a média da OCDE variava de -60% (Peru) até -30% (Chile). Para piorar a situação, quando se compara o crescimento médio anual da produtividade do trabalho, entre 2003 e 2013, México, Brasil, Colômbia, Costa Rica, Chile, Peru e Argentina estão bem abaixo de países como a Índia e a China.⁸

A Tabela 2 contém a taxa de desemprego anual dos países da América Latina. A Argentina tinha, em 2002, cerca de 19,6% de taxa de desemprego, o que configura a maior taxa da amostra nesse período. Porém, essa taxa caiu, ao longo do tempo, até atingir seu menor nível em 2013 (cerca de 7,1% a.a.). Outro destaque vai para a Bolívia e Guatemala pelas menores taxas de desemprego entre 2002 e 2015. Após a crise de 2008, essas taxas ficaram em torno de 2,5% e 3% a.a. para esses países.

Em 2002, o Brasil tinha 9,4% de taxa de desemprego. Em 2008, a taxa ficou próxima de 7,3% a.a. e teve uma rápida subida em 2009 (8,5% a.a.). E de 2010 até 2015 apresentou uma taxa média de 7,3% a.a. As maiores economias da região, assim como o Brasil, também sofreram com altas taxas de desemprego nesse período. Destaque dado para Chile, Colômbia e Uruguai que tiveram, em média, 8,5%, 11,3% e 9,6% dessa taxa.

Mas, apesar desses resultados preocupantes em relação às outras regiões do mundo, ainda é possível comemorar algo. Um texto do Fundo Monetário Internacional de 2019 examinou a dinâmica do mercado de trabalho na América Latina e ressalta que a taxa de desemprego vem diminuindo após o ano 2000, com grande contribuição do ciclo das *commodities*. Porém, após a crise de 2008 e a diminuição nos preços ao longo desse ciclo,

Tabela 2 – Taxa de desemprego anual dos países da América Latina (em %)

Ano	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ELS	GUA	HND	MEX	NIC	PAR	PER	REP	URU
2002	19.59	2.93	9.37	10.17	15.63	6.33	5.73	2.80	4.02	3.00	7.59	9.39	5.80	6.78	16.65
2003	15.36	2.94	9.99	9.77	14.19	6.56	6.26	2.81	5.30	3.45	7.60	6.81	4.79	6.94	16.66
2004	13.52	2.90	9.10	10.16	13.72	6.39	6.05	2.97	5.99	3.94	6.41	6.51	4.90	6.30	12.98
2005	11.51	2.84	9.57	9.34	11.87	6.57	7.22	3.01	4.91	3.56	5.37	4.82	4.86	6.59	12.01
2006	10.08	2.73	8.64	9.02	11.53	5.74	6.57	2.99	3.58	3.57	5.31	5.28	4.26	5.66	10.84
2007	8.47	2.63	8.33	8.43	11.20	4.49	6.41	2.99	3.21	3.63	4.89	4.71	4.19	5.16	9.40
2008	7.84	2.60	7.34	9.28	11.27	4.78	5.88	3.04	3.16	3.87	6.20	4.41	4.06	4.76	8.03
2009	8.65	2.86	8.52	11.31	12.07	7.71	7.33	3.35	3.29	5.36	8.16	5.46	3.90	5.47	7.74
2010	7.71	2.55	7.74	8.42	10.98	7.17	4.89	3.50	4.12	5.30	7.83	4.57	3.48	5.21	7.16
2011	7.18	2.22	6.92	7.34	10.11	10.14	4.30	3.12	4.47	5.17	6.45	4.67	3.44	6.09	6.31
2012	7.22	2.05	7.19	6.66	9.74	9.78	3.84	2.77	3.75	4.89	5.21	4.09	3.11	6.72	6.45
2013	7.10	2.39	6.98	6.21	9.05	8.77	3.69	3.02	4.10	4.91	5.28	4.39	3.24	7.35	6.44
2014	7.27	2.01	6.66	6.66	8.57	9.06	4.15	2.72	5.49	4.81	4.52	5.03	2.96	6.72	6.55
2015	7.75	3.07	8.43	6.51	8.30	9.00	4.00	2.51	6.15	4.31	4.70	4.56	3.00	7.61	7.49
Média	9,95	2,62	8,20	8,52	11,3	7,32	5,45	2,97	4,40	4,5	6,11	5,3	4,00	6,24	9,62

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

as taxas de desemprego voltaram a aumentar. É importante destacar que a recessão de 2015, no Brasil, contribuiu com o aumento médio do desemprego na região, e a Argentina e o Uruguai também foram bastante afetados pela redução dos preços das *commodities* no comércio internacional.

Quando se trata dos indicadores de desigualdade, a América Latina ainda é classificada como uma das regiões mais pobres e desiguais do mundo.⁹ O Quadro 1 traz um breve panorama da trajetória do Índice de Gini dando destaque à persistência da desigualdade de renda. A Argentina apresentou um aumento nesse índice, entre 1980 e 1990 (cerca de 3,6%), chegando, em 2010, com um Gini próximo de 0,450. O Brasil também é outro exemplo de país que merece destaque pela elevada desigualdade em 1990 (cerca de 0,606) até uma redução,

entre 2000 e 2010, de 13,9%. Os demais países também apresentaram redução na desigualdade de 2000 até 2010.

O Quadro 2 resume o comportamento da variável “razão entre a renda dos 10% mais ricos e os 10% mais pobres” com uma variação de cinco anos. Constata-se que Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru conseguiram diminuir a distância entre os ricos e pobres. Porém, a Bolívia e a Colômbia apresentaram as maiores razões no ano 2000. Por exemplo, um índice de 361,62 implica que os 10% mais ricos da Colômbia tiveram uma renda média 361,62 vezes maior que os 10% mais pobres. O mais curioso foi a enorme redução nesse índice ao longo de dez anos, passando para 39,17 e 42,14%. Portanto, mais uma vez fica demonstrado que os desafios são enormes na redução da desigualdade de renda, nas taxas de pobreza e de informalidade nessa região.

Quadro 1 – Índice de Gini de concentração de renda

Países	1980	1990	2000	2010	2015
Argentina	0,416	0,431	0,510	0,450	–
Bolívia	0,526	0,545	0,622	0,545	0,467
Brasil	0,560	0,606	0,592	0,510	0,519
Chile	0,500	0,574	0,614	0,543	0,444
Colômbia	0,588	0,549	0,578	0,560	0,511
Costa Rica	–	0,453	0,474	0,482	0,484
El Salvador	–	–	0,515	0,435	0,406
Guatemala	–	–	0,542	–	–
Honduras	–	0,574	–	0,531	0,496
México	0,519	0,552	0,556	0,466	–
Nicarágua	–	–	–	–	–
Paraguai	0,435	0,398	0,540	0,500	0,476
Peru	0,562	0,479	0,493	0,450	0,434
República Dominicana	–	–	0,515	0,473	0,452
Uruguai	0,425	0,442	0,440	0,435	0,401

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

Quadro 2 – Razão entre a renda dos 10% mais ricos e os 10% mais pobres

Países	1990	1995	2000	2005	2010
Argentina	20,91	35,80	39,68	34,26	22,21
Bolívia	13,68	94,50	376,92	100,31	32,19
Brasil	63,25	71,74	66,65	48,55	42,74
Chile	39,54	33,41	34,57	26,73	24,83
Colômbia	29,47	99,22	361,62	39,17	42,14
Equador	–	30,05	48,84	45,80	28,20
México	35,04	51,90	41,73	34,10	25,72
Paraguai	14,11	56,00	46,09	32,08	35,15
Peru	–	43,81	34,38	32,78	23,05
Uruguai	14,79	17,15	19,33	20,56	17,99
Venezuela	21,59	32,87	41,02	64,28	–

Fonte: Gomes (2016).

Ferreira e Veloso (2015) destacaram o papel do Plano Real em reduzir a taxa de inflação e, conseqüentemente, a taxa de pobreza no Brasil. A última taxa esteve praticamente constante até 2003¹⁰ e, depois, incorporou uma trajetória de queda contínua até 2009 (com cerca de 21,4%). O mesmo pode ser dito para a taxa de extrema pobreza. Outro índice que também diminuiu foi o de Gini. A hiperinflação elevou a desigualdade na década de noventa, porém, no começo dos anos 2000, com o surgimento do Plano Real, a desigualdade voltou a cair até atingir um valor próximo de 0,54 em 2009.

De acordo com Negri e Cavalcante (2014), os anos 2000 proporcionaram meios de aumento do bem-estar da população brasileira,

com uma melhoria da distribuição de renda, desde a demanda por *commodities* até a redução da informalidade e expansão do crédito e do consumo. Porém, após a crise de 2008, a economia brasileira apresentou um recuo de 0,13% no Produto Interno Bruto.

Como pode ser visto na Tabela 3, o Brasil teve uma taxa de crescimento do PIB próxima de 5,1% em 2008, com uma queda no ano de 2009. Após isso, voltou a crescer novamente e, em 2015, ocorreu uma nova retração no seu Produto Interno Bruto (cerca de -3,6% a.a.).

Em 2002, a Argentina, o México, o Paraguai e o Uruguai sofreram reduções nas suas taxas de crescimento. Com maior impacto na economia argentina, apresentando recuo de cerca de 11% e uma taxa de desemprego próxima de 20%.

Tabela 3 – Taxa de crescimento anual do PIB dos países da América Latina (em %)

Ano	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ELS	GUA	HND	MEX	NIC	PAR	PER	REP	URU
2002	-10.89	2.49	3.05	3.11	2.50	3.29	1.58	3.87	3.75	-0.04	0.75	-0.02	5.45	4.50	-7.73
2003	8.84	2.71	1.14	4.09	3.92	4.26	1.56	2.53	4.55	1.45	2.52	4.32	4.17	-1.35	0.81
2004	9.03	4.17	5.76	7.21	5.33	4.34	0.89	3.15	6.23	3.92	5.31	4.06	4.96	2.57	5.00
2005	8.85	4.42	3.20	5.74	4.83	3.87	2.71	3.26	6.05	2.31	4.28	2.13	6.29	9.43	7.46
2006	8.05	4.80	3.96	6.32	6.72	7.24	4.34	5.38	6.57	4.50	4.15	4.81	7.53	9.17	4.10
2007	9.01	4.56	6.07	4.91	6.74	8.17	1.86	6.30	6.19	2.29	5.08	5.42	8.52	7.42	6.54
2008	4.06	6.15	5.09	3.53	3.28	4.65	2.57	3.28	4.23	1.14	3.44	6.36	9.13	3.21	7.18
2009	-5.92	3.36	-0.13	-1.56	1.14	-0.97	-2.09	0.53	-2.43	-5.29	-3.29	-0.26	1.10	0.95	4.24
2010	10.13	4.13	7.53	5.84	4.49	4.95	2.11	2.87	3.73	5.12	4.41	11.14	8.33	8.34	7.80
2011	6.00	5.20	3.97	6.11	6.95	4.31	3.82	4.16	3.84	3.66	6.32	4.25	6.33	3.13	5.16
2012	-1.03	5.12	1.92	5.32	3.91	4.80	2.81	2.97	4.13	3.64	6.50	-0.54	6.14	2.72	3.54
2013	2.41	6.80	3.00	4.05	5.13	2.27	2.24	3.70	2.79	1.35	4.93	8.42	5.85	4.88	4.64
2014	-2.51	5.46	0.50	1.77	4.50	3.52	1.71	4.44	3.06	2.85	4.79	4.86	2.38	7.05	3.24
2015	2.73	4.86	-3.55	2.30	2.96	3.63	2.40	4.09	3.84	3.29	4.79	3.08	3.25	6.93	0.37
Média	3,5	4,6	3,0	4,2	4,5	4,2	2,0	3,6	4,0	2,2	3,9	4,2	5,7	4,9	3,7

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do Banco Mundial.

A partir de 2009, a maioria dos países da região apresentou recessão em suas economias. A heterogeneidade produtiva possibilitou maiores e menores recuos, conforme a Tabela 4. Enquanto a Argentina teve uma taxa negativa de 6%, Paraguai e Brasil ficaram com taxas entre -0,1% e -0,3%. Portanto, as maiores taxas de crescimento para o período estudado foram a do Peru (próxima de 6,0% a.a.), a da República Dominicana igual a 5,0% e a da Bolívia também próxima de 5,0% a.a. Quando se trata das menores taxas de crescimento do PIB, entre 2002 e 2015, o Brasil só fica na frente de El Salvador (2,0% a.a.) e México (2,2% a.a.) com uma média de 3,0% a.a.

E, por fim, considerada uma das variáveis mais importantes deste estudo e contribuindo de maneira indireta como medida de

bem-estar da população, o tamanho da informalidade em relação ao PIB oficial apresenta muitas consequências para a economia, desde o lado da cobertura da seguridade social e dos direitos trabalhistas até a queda da arrecadação dos governos e da quantidade e qualidade da oferta de bens públicos.

A Tabela 4 mostra o tamanho aproximado do setor informal dos países da amostra entre 2002 e 2015. A Argentina apresentou uma oscilação dessa variável em torno de 20 a 26% em relação ao PIB oficial. Já a Bolívia teve quase 69% de informalidade, em 2002, configurando-se no país com a maior taxa da amostra e uma média próxima de 57,3%. Guatemala e Peru apresentaram, respectivamente, 52% e 47% do tamanho médio da informalidade, e Costa Rica apresentou o menor tamanho médio, próximo de 23%.

Tabela 4 – Tamanho da informalidade em relação ao PIB oficial (em %)

Ano	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	ELS	GUA	HND	MEX	NIC	PAR	PER	REP	URU
2002	26.19	68.82	38.50	18.34	37.97	25.09	44.19	55.29	49.28	30.99	43.50	40.32	56.43	33.68	46.33
2003	25.37	69.01	38.89	17.80	35.87	24.11	43.53	56.06	49.36	30.84	43.68	37.60	56.65	31.94	43.18
2004	24.32	66.74	37.29	16.86	35.30	24.00	42.21	53.47	47.36	29.81	43.72	36.34	53.50	32.34	40.74
2005	23.21	65.64	38.47	16.16	33.98	23.06	42.74	53.12	44.37	29.47	41.78	35.42	54.68	32.95	39.93
2006	22.63	61.77	37.62	15.67	31.79	22.12	42.34	50.46	42.68	28.53	42.11	35.19	51.36	30.78	39.92
2007	21.93	59.97	37.05	15.10	30.89	22.20	40.93	49.68	41.14	30.65	41.40	33.96	48.83	32.24	31.94
2008	21.87	54.65	35.16	14.09	29.82	21.30	40.05	50.47	40.97	29.82	41.79	32.34	46.08	31.26	30.20
2009	22.97	58.40	36.90	14.47	31.24	24.33	45.73	53.26	45.48	32.65	42.91	36.18	47.70	33.10	30.72
2010	21.64	55.06	34.55	14.06	30.71	24.60	44.69	52.23	44.90	31.15	42.76	31.72	43.04	30.71	27.32
2011	20.80	51.82	33.06	12.96	27.60	24.72	42.77	51.76	41.96	30.25	40.90	30.65	40.42	30.48	25.68
2012	21.62	49.64	32.71	12.64	27.34	23.76	42.72	50.62	42.12	29.52	40.12	33.87	39.73	30.58	23.25
2013	21.57	48.18	32.56	12.79	26.77	23.81	41.78	50.48	42.37	30.05	38.47	30.78	39.53	29.02	22.49
2014	22.02	46.93	33.01	12.72	25.99	23.41	41.30	47.82	39.51	29.14	38.58	29.42	40.18	27.60	20.59
2015	24.99	45.98	35.22	13.16	25.25	19.24	42.60	46.88	37.68	28.07	39.51	31.66	41.53	27.97	20.38
Média	22,94	57.33	35.79	14.77	30.75	23.27	42.68	51.54	43.51	30.07	41.52	33.96	47.12	31.05	31.62

Fonte: Medina e Schneider (2018).

Também é possível associar o setor informal com a desigualdade de renda e perceber o quanto essa região é vulnerável. Tomem-se como exemplo os dados do documento da OCDE de 2014. A Colômbia teve um Gini igual a 0,55 no ano de 2013, e cerca de 65% de trabalhadores informais¹¹ para esse período. Enquanto o Brasil ficou com um Gini próximo de 0,46 e uma taxa de participação dos trabalhadores informais aproximadamente igual a 38%. Já a média do Gini dos países da OCDE era igual a 0,32, e Honduras apresentou mais de 80% de trabalhadores informais em sua economia.

É importante destacar, mais uma vez, as características da informalidade na América Latina. Roldos et al. (2019) apontam que, em média, 50% do mercado de trabalho é formado por trabalhadores informais.¹² Percentual próximo ao apresentado na África e Sul da Ásia. Porém, bem maior que nas regiões desenvolvidas. Portanto, pela existência de um grande grau de heterogeneidade, a informalidade do trabalho teve uma amplitude entre 30% e 70% na América Latina e Caribe.

Todavia, embora os dados apresentados nesta seção indiquem alguma relação entre as variáveis estudadas e a economia informal na América Latina, será necessário aplicar um método mais robusto. A próxima seção apresenta esse método, ou seja, a metodologia de vetores autorregressivos para dados em painel, denominada PVAR.

Metodologia

O objetivo deste artigo é analisar o comportamento da economia informal na América Latina entre 2002 e 2015, mediante choques sobre

educação superior, patentes, taxa de desemprego, imposto de renda sobre o lucro, imposto sobre o capital, o produto interno bruto oficial *per capita* e a renda nacional *per capita*. Assim, o método GMM/IV, de Arellano e Bond (1991), com o método VAR em painel permitirão a análise das Funções de Resposta ao Impulso, a decomposição da variância, como também, o teste Wald de causalidade Granger.

Estratégia empírica

A estratégia empírica desta pesquisa segue Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Love e Zicchino (2006), Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015), Amarante et al. (2021) e Da Silva (2021). Assim, será usado um painel¹³ de vetores autorregressivos (VAR) reduzido e sem restrições, que permite analisar o comportamento dinâmico da economia informal e seus determinantes apresentados nas seções anteriores. O modelo que será estimado segue abaixo:

$$Y_{it} = \alpha_i + Y_{(it-1)} A(L) + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que os índices i e t representam os países da América Latina e o ano, respectivamente. Y_{it} reúne as variáveis endógenas do sistema, como, por exemplo, o tamanho da economia informal em relação ao PIB oficial, duas *proxies* para educação, representada pelos anos médios de escolaridade no nível superior, e o número de patentes criadas por residentes e não residentes, a taxa de desemprego, o imposto de renda sobre o capital, o imposto de renda sobre o lucro, o produto interno bruto, a renda nacional; $A(\cdot)$ são matrizes $k \times k$ de coeficientes defasados; L é um operador de

defasagens; o parâmetro α_i é um vetor $k \times 1$ de efeitos fixos invariantes no tempo, que é usado para controlar a heterogeneidade de cada país; δ_t representa efeitos não observáveis no tempo; e o último parâmetro representa um termo de erro.

A vantagem de trabalhar com essa metodologia é que ela permite a combinação da Abordagem de Vetores Autorregressivos (VAR),¹⁴ ao considerar a não existência de um modelo teórico para estudar o comportamento da economia informal na América Latina, considerando todas as variáveis endógenas mais a abordagem de Dados em Painel¹⁵ para resolver problemas geográficos e culturais presentes em cada país da região.

Os parâmetros da equação (1) podem ser estimados em conjunto com os efeitos fixos, mas tais estimativas seriam enviesadas mesmo com um N grande, ainda que o viés seja reduzido com o aumento de T. O mesmo ocorreria se os parâmetros fossem estimados de forma independente do efeito fixo, equação por equação, através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (Baltagi, 2008).

O problema anterior é solucionado com a adoção da técnica GMM/IV de Arellano e Bond (1991), que é consistente mesmo quando T for pequeno. Esse procedimento é chamado de Helmert e remove a média de todas as observações futuras para cada ano e país e, com isso, permite a presença da ortogonalidade entre as variáveis transformadas e os regressores defasados como instrumentos.

Considere, por exemplo, o PIB *per capita* y_{it} que permite

$$\bar{y}_{it} = \sum_{s=t+1}^T y_{is} / (T_t - t)$$

para $i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$ ser sua média direta, a transformação Helmert é

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} \cdot (y_{it} - \bar{y}_{it}) \quad (2)$$

Em que

$$y_{it} = \sqrt{(T_t - t) / (T_t - t + 1)} \quad (3)$$

Assim, o modelo PVAR transformado final é

$$\tilde{y}_{it} = A(L) \cdot \tilde{y}_{i,t-1} + \tilde{\mu}_{it} \quad (4)$$

Após a aplicação do procedimento Helmert, a equação (1) será

$$Y_{it}^{\sim} = Y_{it-1}^{\sim} \cdot A(L) + \delta_t + \mu_{it} \quad (5)$$

Diante dessa transformação, as variáveis defasadas tornam-se ortogonais às variáveis originais e, portanto, tornam-se instrumentos válidos, uma vez que elas não estão incluídas na transformação. Assim, são essas condições ortogonais que fornecem as condições de momento, a partir das quais o PVAR pode ser estimado via GMM.

O próximo passo é testar a estabilidade do VAR em painel. A equação (5) implica

$$B(L) \cdot Y_{it}^{\sim} = \mu_{it} \quad (6)$$

Com $B(L) = (I_k - A(L))$. Portanto, a condição de estabilidade advém do fato que o módulo de todos os autovalores de $A(L)$ sejam menores que 1. Para Lütkepohl (2005) e Hamilton (1994), um modelo VAR é estável se todos os módulos da matriz complementar A^- forem estritamente menores que a unidade.

Outro ponto válido para destacar é que a estabilidade implica que o VAR em painel é invertível e tem uma representação em um vetor com média móvel de ordem infinita, com interpretação através das Funções de Resposta ao Impulso e pela Decomposição da Variância do erro de previsão. A média móvel pode ser escrita como

$$Y_{it}^{\sim} = \Phi(L) \cdot \mu_{it}$$

onde

$$\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j \equiv B(L)^{-1}$$

Como as Funções Resposta ao Impulso não têm interpretação causal, uma vez que os distúrbios μ_{it} estão correlacionados contemporaneamente, um choque em uma variável pode ser acompanhado por choques em outras variáveis. Para solucionar esse problema, é implementada a decomposição de Cholesky. Isto é, após a estimação do VAR, os termos de erro são identificados através da decomposição de Cholesky, para, em seguida, serem geradas as FRIs.

O próximo passo é supor a existência de uma matriz P , onde $P'.P = \Sigma$, para P uma matriz triangular inferior, com o objetivo de ortogonalizar os distúrbios como $\mu_{it} \cdot P^{-1}$. Essa hipótese possibilita transformar os parâmetros do vetor de média móvel em FRIs ortogonalizadas $P.\Phi_i$. Os intervalos de confiança da FRI serão estimados através de 1000 simulações de Monte Carlo.

O resultado das estimativas do PVAR depende da ordenação das variáveis no modelo VAR, que a decomposição de Cholesky sugere que seja feita da mais exógena para a mais endógena. Assim, sem considerar a hipótese de exogeneidade, a ordem de entrada no sistema levará em conta a literatura teórica.

Como o objetivo deste artigo é analisar o comportamento da economia informal após choques em algumas das suas variáveis determinantes, a ordem de entrada adotada será educação superior, desemprego, imposto sobre o lucro, PIB e informalidade. Em seguida, serão realizados dois testes de robustez, que seguirão as seguintes ordens: educação superior, desemprego, imposto sobre capital, renda e informalidade. E, por fim, patentes, desemprego, imposto sobre capital, renda e informalidade.

Dados

Esta seção apresentará todas as variáveis usadas no modelo empírico e suas fontes de coleta. Vale salientar que foi aplicada a primeira diferença no logaritmo natural das variáveis para realização dos testes já citados. O período de análise é de 2002 até 2015 e a amostra engloba 15 países da América Latina (Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Paraguai, Peru, República Dominicana e Uruguai). Justifica-se a escolha dessa amostra por ser formada pelas maiores economias da região, e as variáveis que serão apresentadas contribuem para o surgimento da informalidade.

A variável usada para medir o tamanho da economia informal em relação ao Produto Interno Bruto foi estimada por Medina e Schneider (2018) através de uma modelagem de equação estrutural, conhecida como Múltiplas Causas Múltiplos Indicadores (Mimic).

A taxa de desemprego é uma estimativa do percentual da força de trabalho total em cada país. Ela se refere à proporção de indivíduos que estão sem emprego, que procuraram trabalho em um período recente e também estão disponíveis para ocupar determinado emprego. Sua periodicidade é anual e foi obtida da base de dados da Organização Internacional do Trabalho (OIT) com disponibilização para o World Development Indicators (WDI) do Banco Mundial.

A variável educação superior é utilizada como uma *proxy* para capital humano e testa a hipótese na qual um mercado de trabalho com indivíduos mais qualificados tende a apresentar um menor nível de informalidade.

Ela foi interpolada para o período de análise e aproximada pela média dos anos de escolaridade superior da população economicamente ativa (entre 25 e 64 anos). A justificativa para o uso dessa variável é dada por Barro e Lee (2013). Para esses autores, as estimativas fornecem uma boa *proxy* para representar o estoque de capital humano dos países. Servem para estudar crescimento econômico, desigualdade de renda, democracia, fertilidade e liberdade política.

Outra variável usada como *proxy* para capital humano é o número de Patentes em cada país da região. Ela foi obtida a partir da soma de residentes e não residentes.¹⁶ Os pedidos de Patentes em todo o mundo são feitos através do Tratado de Cooperação de Patentes ou por um escritório nacional de patentes para direitos exclusivos de uma invenção. Em média, essa patente fornece uma proteção para a invenção do proprietário de cerca de 20 anos. A fonte desses dados é a *World Intellectual Property Organization (Wipo)* e foram cedidos ao *World Development Indicators (WDI)* do Banco Mundial.

A variável PIB real *per capita*¹⁷ é usada na forma logarítmica, como as demais, em dólares constantes de 2017, e foi obtida do *World Development Indicators (WDI)* do Banco Mundial. Essa variável é definida a partir da razão entre o produto interno bruto e a população ou, em outras palavras, representa a proporção de riqueza gerada correspondente a cada habitante.

A Renda Nacional¹⁸ *per capita* também é utilizada para medir o nível de desenvolvimento econômico de cada país. Ela é baseada na paridade poder de compra (PPP) e foi convertida em dólares internacionais, usando-se taxas de PPP.¹⁹

Em termos de questões tributárias e possível captação de suas distorções, esta pesquisa adotará dados desagregados que incluem imposto de renda sobre o lucro e sobre o capital. A justificativa para o uso dessas variáveis é testar a hipótese sobre o papel de estímulo à economia informal. Para Schneider e Williams (2013), os encargos fiscais e a contribuição previdenciária são uma das maiores preocupações dos empreendedores em países em desenvolvimento. O Quadro 3 resume a descrição e a fonte das variáveis dessa pesquisa.

Quadro 3 – Descrição e fonte das variáveis

Variáveis	Símbolo	Fonte
Tamanho da informalidade em relação PIB oficial	<i>inf</i>	Medina & Schneider (2018)
Taxa de desemprego	<i>u</i>	WDI (2019)
Educação Superior	<i>EducS</i>	Barro & Lee (2013)
Patentes	<i>Paten</i>	WDI (2019)
PIB <i>per capita</i>	<i>y</i>	WDI (2019)
Renda Nacional <i>per capita</i>	<i>Y</i>	WDI (2019)
Imposto de renda sobre o lucro	<i>taup</i>	WDI (2019)
Imposto de renda sobre o capital	<i>tauk</i>	WDI (2019)

Fonte: elaboração própria.

O primeiro imposto usado é definido como o percentual dos impostos sobre os lucros pagos pela empresa. Em termos metodológicos, esses dados medem todos os impostos e as contribuições exigidos pelo governo (em nível estadual, federal ou local), com aplicações em empresas padronizadas e impactos em suas respectivas declarações de renda. A abrangência da definição vai das contas nacionais até quaisquer impostos que afetem as contas das empresas. As principais diferenças estão nas contribuições trabalhistas e nos impostos sobre valor agregado. Já o segundo imposto é definido como imposto sobre a renda, lucros e ganhos de capital cobrados sobre o lucro líquido real ou presumido de pessoas físicas, sobre os lucros de corporações e empresas e sobre ganhos de capital, realizados ou não, em terrenos, títulos e outros ativos. Os pagamentos intragovernamentais são eliminados na consolidação (WDI, 2019b).

Resultados

Esta seção tem por objetivo apresentar os principais resultados obtidos. No entanto, antes serão apresentados alguns testes preliminares e de especificação. Primeiro, os resultados para dois testes de raiz unitária de painel. Em seguida, os resultados para a escolha do modelo utilizado, adotando os critérios de seleção de Andrews e Lu (2001). Na sequência, foi verificada a condição de estabilidade do modelo, através dos valores da matriz de coeficientes. Em quarto, foram analisados os coeficientes estimados, a decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger. Todavia, a análise

principal da metodologia PVAR ocorre em torno das funções impulso respostas, que serão expostas no final desta seção.

Testes preliminares e de especificação

Inicialmente, serão apresentados os resultados para os testes preliminares e de especificação do modelo PVAR,²⁰ como o teste de Fator de Inflação de Variância (VIF), de dependência transversal (teste de CSD), de raiz unitária e o teste Hausman.

O teste VIF mostra o nível de multicolinearidade, enquanto o teste CSD identifica a presença de dependência transversal nos dados em painel. Conforme, a Tabela 1 no Anexo, observa-se um baixo índice de multicolinearidade entre as variáveis, uma vez que os VIFs médios estão abaixo do valor de referência de 10, estabelecido pelo teste. O teste CSD identificou a existência de dependência transversal em todas as variáveis, o que significa que os países em análise compartilham as mesmas características e choques.

Diante da presença de dependência transversal, foi necessário verificar a estacionariedade das variáveis. Para isso, foram utilizados dois testes de raiz unitária: o teste Dickey-Fuller (ADF) aumentado do tipo Fisher²¹ e o teste Im-Pesaran-Shin. No primeiro, a hipótese nula é de que todos os painéis contêm raízes unitária, e a hipótese alternativa é de que pelo menos um painel é estacionário. No teste Im-Pesaran-Shin, a hipótese nula é que todos os painéis têm raízes unitárias, e a hipótese alternativa é que alguns painéis contêm raízes unitárias.²²

Os dois testes mostram a presença de raiz unitária para cada série individual em um painel, que, cuja rejeição da hipótese nula, conforme Pesaran (2012), implica a estacionariedade de uma proporção estatisticamente significativa das unidades e não necessariamente todas. O Quadro 1 no Anexo apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em estudo, cujos valores mostram a rejeição da hipótese nula em ambos os testes. Foi realizado o teste de Hausman para verificar a heterogeneidade do modelo, cujo resultado mostrou que o modelo de efeitos fixos é o melhor estimador. Condição essencial para a estimação do PVAR, embora não necessária.

A metodologia do PVAR é considerada ateórica por não fazer distinção entre as variáveis exógenas e endógenas em sua estimação, o que pode gerar causalidade bilateral. Assim, é importante definir o número de defasagens do modelo a ser estimado; segundo Enders (2010), o ideal é utilizar a menor quantidade de defasagens para que não se tenha problemas com a utilização de muitos graus de liberdade ou de especificação do modelo.

Para definir o melhor número de defasagens dos modelos, foram utilizados os critérios de Andrews e Lu (2001). A seleção do modelo é calculada para VARs de primeira a terceira ordem, usando quatro defasagens para as variáveis como instrumentos, cujos resultados são mostrados no Quadro 2 no Anexo. Todavia, como não há um critério para a escolha dos *lags*, reconhece-se que a escolha das defasagens é arbitrária e subjetiva. No entanto, quatro

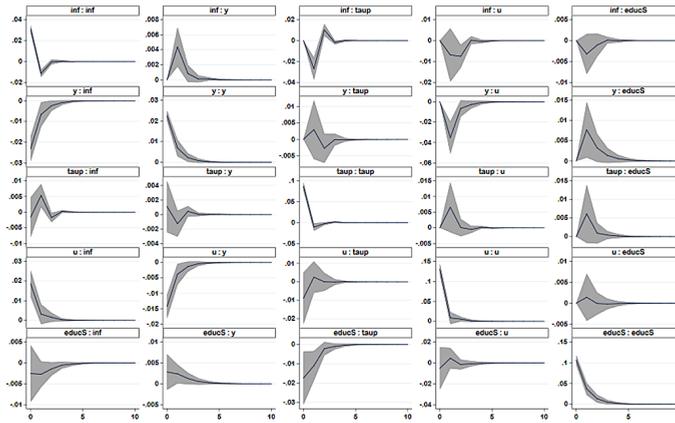
defasagens se mostraram mais consistentes e estáveis quando comparadas com outros modelos VARs estimados usando várias transformações dos dados.

Para escolher os *lags*, foi utilizado a informação Bayesiano modificado (MBIC), o Akaike modificado (Maic) e o Hannan-Quin modificado (MQIC), obtendo-se uma defasagem em todos os modelos. Além disso, a estatística J de Hansen indicou também uma defasagem (Quadro 2 no Anexo). Diante desses resultados, a escolha foi a utilização do modelo mais parcimonioso, conforme Andrews e Lu (*ibid.*), com uma defasagem.

O modelo PVAR foi ajustado com base nesses critérios e estimado através do método GMM. Não obstante, como se tem ausência de dados para algumas variáveis, o número de observações diminui à medida que cresce a ordem de defasagens das variáveis incluídas como instrumentos. Diante disso, para melhorar a estimativa, o modelo foi estimado utilizando instrumentos GMM-style, conforme proposto por Holtz-Eakin, Newey, Rosen, (1988). Com efeito, as defasagens do instrumento com valores ausentes são substituídas por zeros, o que aumenta a amostra, resultando em estimativas mais eficientes. Assim, a análise foi realizada considerando apenas os resultados obtidos pelo GMM-style.

Por fim, no que diz respeito à condição de estabilidade, como pode ser visto no Gráfico 1, todas as raízes da matriz complementar estão dentro do círculo unitário, atendendo a essa condição para todas as amostras em análise.

Gráfico 1 – Condição de estabilidade



Fonte: elaboração própria.

Discussão dos resultados

O próximo passo é discutir os resultados encontrados após a estimação dos coeficientes do modelo VAR em painel. A Tabela 5 mostra a relação causal entre a informalidade e seus determinantes para uma amostra de países da América Latina. De maneira geral, após a análise dos resultados, percebe-se que a educação não apresenta um efeito significativo sobre o tamanho da economia informal. Porém, em termos de sinal, foi encontrada uma relação contrária entre os anos de escolaridade no ensino superior e a informalidade. Esse mesmo resultado foi encontrado por Buehn, Farzanegan et al. (2013) e Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015).

Outro determinante da informalidade discutido na literatura é a taxa de desemprego. Essa variável não afeta o tamanho da informalidade de maneira significativa, mas o sinal encontrado possibilita a interpretação de uma relação positiva entre essas duas variáveis. Principalmente em regiões e países muito pobres e desiguais, a informalidade seria uma alternativa de sobrevivência para grande parte da população. Os resultados de Dell’Anno e Solomon (2008) reforçam esse argumento; como também Bajada e Schneider (2009) para os países da OCDE. Assim, pode-se concluir que a economia informal funciona como um *buffer* dos trabalhadores fora do setor formal, atenuando momentos de crise e maiores taxas de desemprego.

Tabela 5 – Resultados do modelo

Variáveis independentes	Variáveis dependentes				
	inf_{t-1}	$EducS_{t-1}$	u_{t-1}	$taup_{t-1}$	$y_{(t-1)}$
$EducS_{(t-1)}$	-0,0062 (0,0110)	0,3506*** (0,0703)	0,0946* (0,0358)	-0,1238*** (0,0260)	0,0106 (0,0085)
$u_{(t-1)}$	0,0076 (0,023)	0,0560* (0,3324)	-0,0945 (0,0704)	0,0515 (0,0322)	-0,0010 (0,0159)
$taup_{(t-1)}$	0,0626*** (0,018)	0,0657 (0,0433)	0,0939** (0,0305)	-0,1312** (0,0399)	-0,0178 (0,0072)
$y_{(t-1)}$	-0,6712*** (0,1441)	0,2355 (0,1750)	-1,8001*** (0,4228)	-0,7666** (0,2594)	0,4525*** (0,1051)
$inf_{(t-1)}$	-0,3666*** (0,055)	-0,1036 (0,0798)	-0,2223 (0,2121)	-0,8711*** (0,1696)	0,1405** (0,0424)

Fonte: : elaboração Própria. Erros-padrão robustos para heterocedasticidade entre parênteses.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$ e *** $p < 0,01$.

Quanto ao imposto sobre lucro, foram encontrados o sinal esperado e a significância estatística para essa variável. Para um aumento de 1% no imposto sobre o lucro, há um aumento de 0,0626% no tamanho da economia informal em relação ao PIB oficial. Essa relação positiva sinaliza o papel dos impostos na geração de informalidade. Os trabalhos de Schneider (1994), Schneider e Enste (2000), Schneider (2005), Schneider (2009) e Almenar, Sánchez e Sapena (2020) também encontraram resultados positivos e significativamente estatísticos entre impostos diretos e indiretos afetando/incentivando o surgimento da economia informal.

E, por fim, o produto interno bruto afeta a economia informal de maneira negativa e estatisticamente significativa. O aumento de 1% no PIB reduz a economia informal em cerca de 0,6712%. Esse efeito de maior impacto sugere que uma economia mais desenvolvida e

com maiores taxas de crescimento possibilita maior absorção dos trabalhadores para o setor formal. Esse resultado corrobora os resultados de Birinci et al. (2013), Ordonez (2014) e Medina e Schneider (2018).

O Quadro 4 exibe os resultados da variação percentual dos choques de cada variável sobre o tamanho da informalidade dos países selecionados da América Latina. Constata-se que a educação superior, a partir do quarto período, contribui com 0,79% das variações na informalidade. Já o desemprego explica 18,76% no primeiro período, convergindo para 17,30% com 10 períodos à frente. O imposto de renda sobre o lucro apresenta uma contribuição para a variação total da informalidade em cerca de 1,61% para 3 períodos à frente. Além disso, o produto interno bruto explica 28,86% da variação total da economia informal, com uma pequena redução a partir do

Quadro 4 – Decomposição da variância do erro de previsão

Variável de resposta e horizonte de previsão	Variáveis de impulso				
	$EducS_{t-1}$	u_{t-1}	$taup_{t-1}$	y_{t-1}	inf_{t-1}
$EducS_{t-1}$					
2	0,9915	0,0001	0,0029	0,0046	0,0008
6	0,9904	0,0002	0,0030	0,0055	0,0009
10	0,9904	0,0002	0,0030	0,0056	0,0009
u_{t-1}					
2	0,0025	0,9249	0,0023	0,0675	0,0025
6	0,0027	0,9194	0,0023	0,0698	0,0056
10	0,0028	0,9195	0,0024	0,0698	0,0056
$taup_{t-1}$					
2	0,0478	0,0094	0,8593	0,0009	0,0823
6	0,0479	0,0093	0,8479	0,0017	0,0929
10	0,0480	0,0094	0,8480	0,0018	0,0930
y_{t-1}					
2	0,0166	0,2718	0,0034	0,6844	0,0235
6	0,0188	0,2706	0,0036	0,6827	0,0241
10	0,0190	0,2707	0,0037	0,6830	0,0241
inf_{t-1}					
2	0,0067	0,1728	0,0148	0,2791	0,5266
6	0,0079	0,1729	0,0161	0,2801	0,5230
10	0,0080	0,1730	0,0200	0,2801	0,5230

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

OBS: A análise dos resultados considerará cada valor multiplicado por 100. Exemplo: a contribuição da educação superior para variações da informalidade, seis períodos à frente, é igual a $0,0079 \times 100 = 0,79\%$. E as variáveis são representadas da seguinte forma: educação superior ($EducS$), taxa de desemprego (u), imposto sobre o lucro ($taup$), produto interno bruto (y) e a informalidade (inf).

quarto período, ficando em torno de 28,01%. E a informalidade contribui com o desemprego em torno de 0,56%, como também, 9,30% e 2,41%, sobre o comportamento do imposto sobre o lucro e sobre o produto interno bruto para 10 períodos à frente.

Constata-se que a taxa de desemprego e o produto interno bruto são os maiores responsáveis por mudanças no tamanho e no comportamento da economia informal. Isso

signaliza os efeitos diretos e indiretos de alguns canais nas economias da América Latina. Como mencionado anteriormente, a América Latina é considerada uma das regiões mais pobres e desiguais do mundo e que sofre muito com os choques externos. Boa parte da população economicamente ativa apresenta baixo nível de escolaridade no nível superior e, conseqüentemente, menores níveis de produtividade em comparação com os países da OCDE.

Um cenário como esse, com maior vulnerabilidade aos choques e crises externas e maiores taxas de desemprego, isso implicará menores níveis de bem-estar e menores taxas de crescimento econômico. Sem crescimento econômico, surgirão poucas oportunidades no setor formal e, conseqüentemente, haverá o aumento no desemprego. Portanto, o último recurso para grande parte da população é recorrer à economia informal.

Em relação aos resultados do teste de causalidade Granger,²³ a Tabela 6 mostra que as variáveis educação superior e desemprego não causam Granger em relação à variável tamanho da informalidade em relação ao PIB. Porém, constata-se que o imposto de renda sobre o lucro e o PIB *per capita* causam

Granger em relação à variável dependente informalidade. A causalidade positiva entre o imposto sobre o lucro e a informalidade, como a causalidade negativa entre o PIB *per capita* e a informalidade, também foi encontrada nos resultados de Birinci et al. (2013) e Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015).

É importante destacar a relação de bi-causalidade positiva entre o crescimento econômico e a informalidade e entre o imposto sobre o lucro e o tamanho da informalidade. Nas funções de resposta ao impulso da subseção seguinte é possível constatar esses resultados que também são reforçados de acordo com a tabela que contém as estimações dos coeficientes do modelo para o VAR em painel.

Tabela 6 – Teste Wald de causalidade Granger em painel

Variáveis independentes	Variáveis dependentes				
	EducS _{t-1}	u _{t-1}	taup _{t-1}	Y _t	inf _{t-1}
EducS _{t-1}	–	6,982*	22,670***	1,565	0,317
u _{t-1}	2,830*	–	2,551	0,004	0,113
taup _{t-1}	2,304	9,504**	–	6,150	12,537***
Y _{t-1}	1,811	18,138***	8,732**	–	21,696***
inf _{t-1}	1,686	1,098	26,372***	11,003*	–
Todas	9,212*	32,721**	41,983***	23,667***	58,049***

Fonte: elaboração própria.

* p < 0,1, ** p < 0,05 e *** p < 0,01.

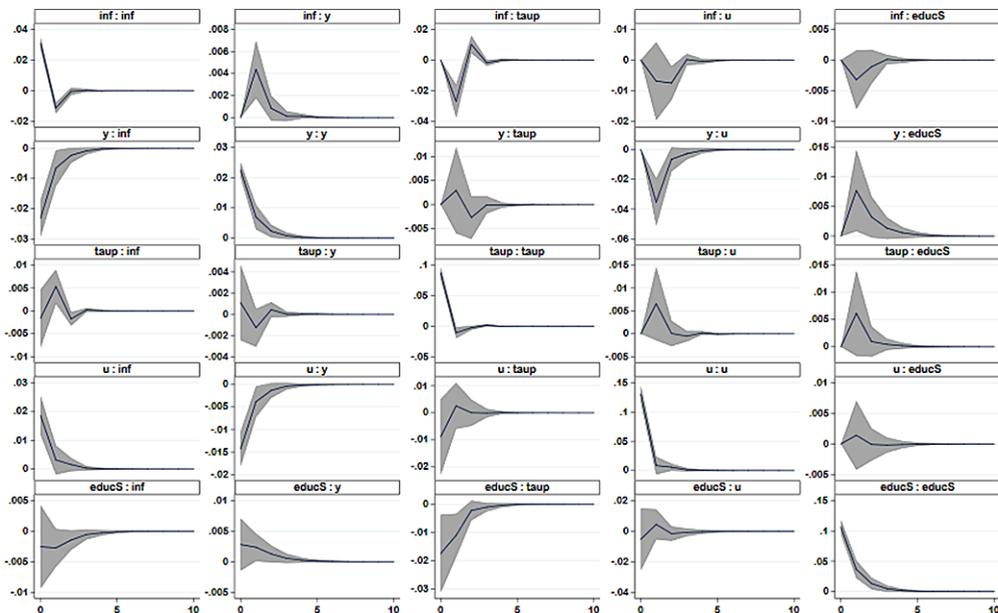
No que diz respeito às Funções de Impulso Resposta (FRIs), a Figura 1 mostra os resultados derivados de um choque em uma variável específica em relação ao PIB. A região sombreada é o intervalo de confiança com 5% de significância obtidos por 500 simulações de Monte Carlo.

Como pode ser visto na Figura 1, um choque de um desvio padrão no tamanho da informalidade implica um aumento no PIB ($inf \rightarrow y$)²⁴ até o segundo período. Isso ocorre porque um grande percentual da população da América Latina que trabalha no setor informal,

ao receber seu salário, consumirá produtos do setor formal e ocorrerá um deslocamento da demanda agregada. Nesse caso, a economia informal tem um comportamento pró-cíclico.

Um choque de um desvio padrão no PIB reduz a informalidade ($y \rightarrow inf$) na amostra de países da América Latina até o quarto período. Esse resultado está de acordo com a literatura que afirma que, quanto maior o crescimento econômico de um país, menor o nível de informalidade. Birinci et al. (2013) também encontrou um resultado parecido para os países da OCDE por meio de uma abordagem VAR em

Figura 1 – Funções de resposta ao impulso do primeiro modelo



Fonte: elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

panel. O autor estudou a relação de causalidade bidirecional entre a abertura comercial, o crescimento econômico e a informalidade. E, assim, o tamanho da informalidade influenciou positivamente o crescimento econômico, e o crescimento reduziu o tamanho da informalidade.

Outro resultado interessante é o choque no PIB, que provoca uma redução na taxa de desemprego ($y \rightarrow u$) e o retorno ao equilíbrio a partir do quarto período. Como o resultado anterior, o crescimento econômico induz um aumento no tamanho do setor formal e mais contratações de trabalhadores, gerando maior participação desse tipo de trabalho em relação ao trabalho informal.

Ainda sobre choques no PIB ($y \rightarrow \text{educS}$), ocorreu um aumento nos anos de escolaridade superior que converge a partir do quinto período. Esse resultado sugere que o aumento da renda possibilita maior investimento em capital humano e aumento de produtividade na economia. Muitos países da América Latina ainda apresentam uma pequena parcela da sua população economicamente ativa com poucos anos de escolaridade no nível superior, e, assim, qualquer efeito marginal do PIB com maiores investimentos do governo possibilita incentivos para maiores níveis de qualificação.

O choque de um desvio padrão no imposto de renda sobre o lucro aumenta a mediana da informalidade ($\text{taup} \rightarrow \text{inf}$) em aproximadamente 0,005% no primeiro período, ocorrendo a redução a partir do segundo período até retornar ao estado estacionário. Porém, esse efeito não ocorre de maneira significativa. Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015) encontraram um resultado positivo e significativo no tamanho da informalidade dos estados norte-americanos, após o choque no imposto sobre o capital.

Quanto ao desemprego, o choque de um desvio padrão nessa variável implica um aumento estatisticamente significativo no tamanho da informalidade ($u \rightarrow \text{inf}$) até retornar ao estado estacionário, a partir do quarto período. Como esperado, encontrou-se um efeito positivo da taxa de desemprego sobre a informalidade na amostra de países da América Latina. A justificativa surge do papel de *buffer* da informalidade ao surgir como opção de sobrevivência para grande parte da população dessa região, que é considerada uma das mais pobres e desiguais do mundo. Dell'Anno e Solomon (2008) encontraram uma relação direta entre a taxa de desemprego e o crescimento da informalidade. Bajada e Schneider (2009) encontraram o mesmo resultado com a justificativa de que a economia informal é uma fonte de apoio de subsistência para os desempregados. Portanto, as flutuações de curto prazo no desemprego contribuem diretamente para as flutuações na informalidade.

Teoricamente, espera-se que quanto mais qualificada e produtiva for uma população, menor será o nível de informalidade. Assim, um choque de 1 desvio padrão na variável educação superior reduz a mediana da informalidade ($\text{eduS} \rightarrow \text{inf}$) de maneira não significativa. Vale salientar que, após o primeiro período, há uma pequena redução na informalidade até atingir o estado estacionário. Uma justificativa para esse resultado encontrado pode ser apresentada no baixo percentual da população economicamente ativa com nível superior, e, com isso, a persistência²⁵ da informalidade não sofre os efeitos esperados dessa variável. Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (2015) encontraram uma redução no tamanho do setor informal em relação ao PIB oficial, após um choque na variável educação descrita

como percentual da população de cada estado norte-americano, a partir dos 25 anos com um grau de bacharel.

Teste de robustez

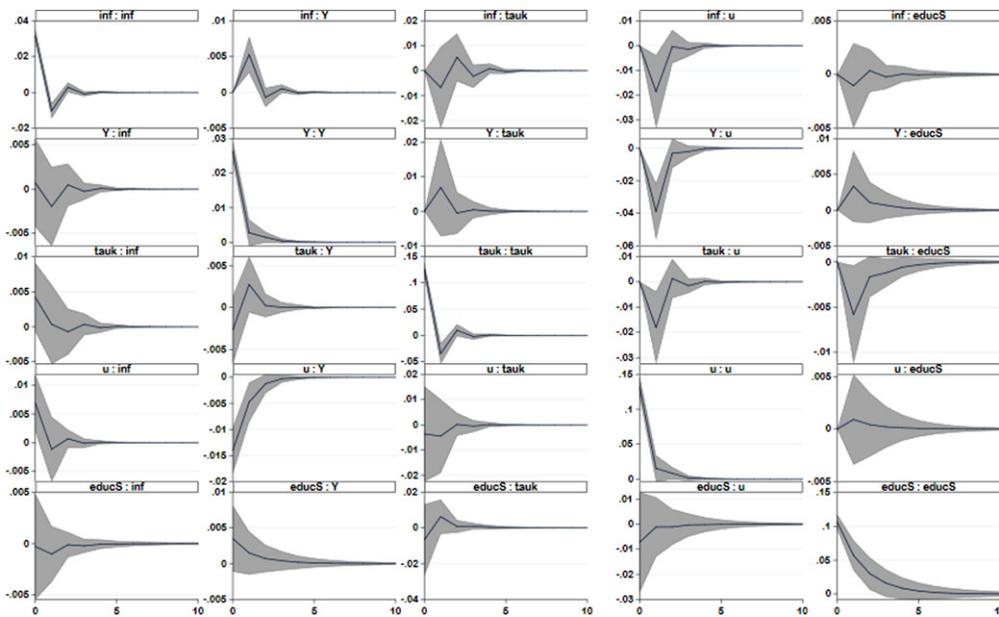
Esta seção apresenta alguns experimentos para testar a robustez dos resultados desta pesquisa. A primeira situação usa a variável 'Y' representando a renda nacional *per capita* no lugar do PIB e busca testar os efeitos positivos do aumento dessa variável sobre a economia informal. Percebe-se que um choque de um desvio padrão na renda não apresenta os efeitos esperados. Diferentemente do resultado

de Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (ibid.), que encontraram um resultado positivo e significativo que perdurou até quatro períodos.

O próximo teste é realizado pela substituição do imposto de renda sobre o lucro pelo imposto de renda sobre o capital. Após o choque de um desvio padrão, ocorre um aumento da informalidade até o quarto período (tau \rightarrow inf). Esse resultado também serve para confirmar que a persistência da informalidade é alta.

Um resultado que não sofreu alterações foi o causado pelo choque no desemprego. Como presente na literatura, o choque de um desvio padrão ocasionou o aumento na informalidade (u \rightarrow inf) próximo de 0,007% e

Figura 2 – Funções de resposta ao impulso



Fonte: elaboração própria.

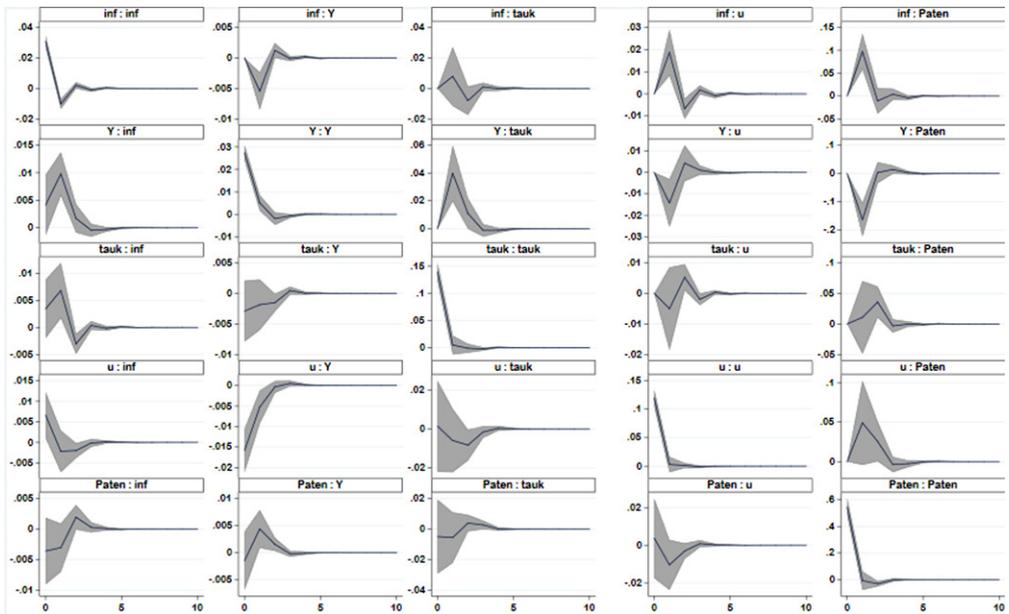
o retorno para o estado estacionário a partir do terceiro período. E, por fim, um choque na variável educação superior não tem efeitos significativos sobre o tamanho da economia informal dos países da América Latina.

Já o segundo teste de robustez testará os efeitos da renda nacional, do imposto sobre capital e patentes sobre o tamanho da informalidade. Logo, o choque de um desvio padrão sobre a renda aumenta a informalidade ($Y \rightarrow \text{inf}$) em aproximadamente 0,02% até o quarto período. Uma possível explicação para esse resultado é o baixo nível de desenvolvimento econômico presente na América Latina e a possibilidade de que, após esse choque, haja uma maior probabilidade na concentração de renda dentro dessa região. Berdiev, Pasquesi-Hill e Saunoris (ibid.)

utilizaram o logaritmo natural da renda real *per capita* e encontraram uma redução na variável informalidade até por volta do terceiro período.

Em seguida, foi usado o imposto sobre o capital para testar a hipótese de que os impostos diretos e indiretos exercem efeitos significativos sobre o tamanho e o comportamento da economia informal da América Latina. O choque de um desvio padrão sobre a variável $\text{tau}k$ aumenta a economia informal ($\text{tau}k \rightarrow \text{inf}$) em 0,006% em relação ao PIB no primeiro ano, e, a partir do terceiro período, o choque é dissipado. Vale salientar que esses autores (ibid.) utilizaram o logaritmo natural do imposto de renda e encontraram uma redução da informalidade no primeiro período; já, a partir do quarto período, houve um aumento significativo no tamanho da informalidade.

Figura 3 – Funções de resposta ao impulso



Fonte: elaboração própria.

O choque na taxa de desemprego continua afetando de maneira positiva a economia informal ($u \rightarrow \text{inf}$) até o terceiro período. A variável patentes ($\text{Paten} \rightarrow \text{inf}$), usada no lugar da variável educação superior, por sua vez, mostrou uma redução maior na mediana até o segundo período, porém de maneira não significativa. Isso talvez porque a maior quantidade de patentes tenha sido criada por não residentes da região ou até o nível de qualificação e habilidade dos pesquisadores não contribua de maneira satisfatória, mediante o contingente de trabalhadores informais.

Conclusão

Este artigo analisou o comportamento da economia informal de uma amostra de países selecionados da América Latina, entre os anos de 2002 e 2015. Para contornar problemas de endogeneidade e possibilitar uma análise da dinâmica das variáveis no curto prazo, foi utilizado o método dos vetores autorregressivos para um painel de 15 países.

Os resultados das estimações dos coeficientes da equação 1 apontam efeitos causais positivos e significantes do imposto sobre o lucro e negativos do produto interno bruto. É importante destacar que a variável educação superior apresentou uma relação inversa, e o desemprego, um sinal positivo. Porém, ambas não apresentaram significância estatística. A informalidade aumentou o PIB sinalizando um comportamento pró-cíclico, assim como também o PIB reduziu o desemprego com 1% de significância.

Portanto, existem indícios de que os encargos fiscais contribuem para o comportamento da informalidade na América Latina para o período analisado. Outro resultado interessante é o papel do setor formal em reduzir o tamanho da economia informal. Maiores taxas de crescimento econômico possibilitam maior contratação de trabalhadores e, assim, um aumento na quantidade de carteiras assinadas. Teoricamente, existe um efeito negativo do crescimento sobre a informalidade e esta pesquisa contribuiu para essa característica.

Quanto à variável educação superior, é possível justificar a sua falta de significância devido ao baixo percentual da população economicamente ativa com bacharelado em relação à população total e à alta persistência da informalidade. E o desemprego contribuindo com a falta de unanimidade na literatura sobre seus efeitos na informalidade porque os resultados divergem entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Em especial para países em desenvolvimento, o aumento do desemprego implica o aumento da informalidade.

Quando se trata da decomposição da variância, a taxa de desemprego e o produto interno bruto oficial são as variáveis com maior contribuição na variação total da informalidade, seguidos do imposto de renda sobre o lucro e da variável educação superior. E, consequentemente, a informalidade teve maiores contribuições sobre o imposto de renda sobre o lucro e sobre o PIB.

Os resultados das Funções de Impulso Resposta também representaram alguns comportamentos esperados. O choque de um desvio padrão na informalidade estimulou o aumento do PIB no curtíssimo prazo. E, com

isso, o setor informal apresentou um comportamento pró-cíclico. Quanto aos choques no PIB, ocorreram uma redução no tamanho da informalidade até o quinto período, uma redução na taxa de desemprego nos primeiros períodos e um aumento na educação superior.

Um choque no imposto sobre o lucro gerou um aumento do setor informal e do desemprego. Por sua vez, um choque no desemprego implicou o aumento significativo da informalidade e uma queda acentuada do PIB da América Latina, bem próxima do quinto período. E, por último, um choque na variável educação superior apresentou uma pequena redução na mediana da informalidade, como também gerou mais crescimento econômico.

Ainda sobre os resultados da primeira estimação, é importante discutir os resultados do teste Wald de causalidade Granger. De maneira geral, a variável educação superior causou Granger no desemprego e no imposto de renda sobre o lucro; enquanto, o imposto de renda sobre o lucro causou Granger no desemprego e na informalidade. Outro resultado encontrado reflete os efeitos do PIB nas demais variáveis do estudo. O PIB causou Granger no desemprego, no imposto sobre o lucro e na informalidade. E a informalidade causou Granger no imposto de renda sobre o lucro e no PIB oficial.

No que diz respeito aos resultados da análise de sensibilidade, a renda nacional *per capita* não apresentou o resultado esperado. Diferentemente da variável anterior, após um choque no imposto sobre o capital, houve um aumento da informalidade. Vale salientar que o primeiro teste de robustez foi finalizado com

o uso das variáveis desemprego e educação superior. O choque no desemprego continuou afetando a informalidade de maneira positiva. Porém, o choque na última variável aumentou a renda e apresentou pouco efeito sobre a informalidade. O segundo teste de robustez consistiu no uso das variáveis imposto sobre o capital e patentes. De maneira específica, um choque na renda e no imposto sobre o capital estimulou um aumento na informalidade. O desemprego continuou afetando de maneira significativa e positiva a economia informal. Já a variável patentes apresentou maior redução no setor informal que a variável educação superior.

Esses resultados podem ser usados como recomendação na construção de políticas públicas na América Latina. Como se trata de uma das regiões mais pobres e desiguais do mundo, a informalidade possui um alto nível de persistência. Reduzir a economia informal e aumentar o bem-estar da população são alguns dos vários desafios existentes nessa região. Uma reforma tributária, políticas de incentivo à qualificação dos trabalhadores e outros meios de aumentar a produtividade do setor formal podem contribuir com a retomada do crescimento econômico dos países que compõem a amostra desta pesquisa.

Portanto, é possível enumerar as seguintes estratégias empíricas para futuras pesquisas: utilizar outras variáveis no VAR em painel, como medidas de desigualdade e pobreza, como também utilizar variáveis que medem o papel das instituições e testar os efeitos heterogêneos da renda nos países com maiores e menores rendas *per capita*.

[I] <https://orcid.org/0000-0001-8837-547X>

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia. João Pessoa, PB/Brasil.

thiagogeovanep@gmail.com

[II] <https://orcid.org/0000-0002-3704-0343>

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia. João Pessoa, PB/Brasil

cassiodanobrega@yahoo.com

[III] <https://orcid.org/0000-0002-1514-6999>

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia. João Pessoa, PB/Brasil

josealderir16@hotmail.com

Notas

- (1) Segundo Medina e Schneider (2018), estimar o tamanho da economia informal é de extrema importância, porque possibilita a construção de cenários de evasão fiscal em menores níveis.
- (2) A informalidade é considerada uma variável latente (que não pode ser observada diretamente) e é medida através do uso de uma equação estrutural. O modelo MIMIC dinâmico seguiu três principais causas: 1) um aumento nas obrigações fiscais implica um aumento do incentivo para trabalhar na economia informal; 2) um aumento nas regulamentações gera um aumento do incentivo para atuar na informalidade; e 3) uma redução na moralidade fiscal implica um aumento no tamanho do setor informal. Williams e Schneider (2016) adotaram os três seguintes indicadores: maior atividade informal induz um aumento nas transações monetárias; 2) o aumento da participação dos trabalhadores no setor informal implica a queda da participação no setor formal; e 3) um aumento na economia informal gera um aumento na alocação de fatores de produção no setor informal.
- (3) Para mais detalhes, ver Cepal(2015).
- (4) Para Buehn e Schneider (2012), maior probabilidade de fiscalização induz a um menor nível de informalidade na economia. Com isso, há um menor incentivo na participação da atividade econômica informal.
- (5) As estimativas para 2010 e 2015 são próximas de zero. Para mais detalhes, consultar <http://barrolee.com>.
- (6) Uma visão trata o Brasil como país com grande déficit de alunos no ensino superior e a outra trata da má alocação de recursos nesse nível de ensino. Para mais detalhes, ver Castro (2006).
- (7) La Porta e Shleifer (2014) sugerem que, entre os vários determinantes da economia informal, discutidos na próxima seção, o nível de renda per capita e o nível de escolaridade da força de trabalho devem ser levados em conta nos estudos da informalidade nos países em desenvolvimento.

- (8) A produtividade do trabalho é calculada como o PIB por hora trabalhada. É importante destacar a taxa de crescimento médio da produtividade na China com um valor próximo de 10%, enquanto o Brasil ficou próximo de 2%.
- (9) O relatório da Série “Panorama Brasil” de 2018 destaca que, mesmo nessa situação, ocorreram avanços e melhorias no nível de bem-estar da população brasileira entre 1997 e 2012. Ocorreram reduções nos índices de extrema pobreza e de Gini e, mesmo assim, o Brasil ainda foi classificado como uma das três economias mais desiguais do mundo.
- (10) Houve o início do *boom* das *commodities* e a expansão da política de redistribuição de renda através da criação do Programa Bolsa Família.
- (11) Os trabalhadores informais não contribuem para a Previdência obrigatória e, assim, não são protegidos pela legislação trabalhista.
- (12) Relatório da OCDE (2014) lembra que a inclusão dos trabalhadores da agricultura contribui de forma significativa com o aumento dessa relação.
- (13) Amarante et al. (2021) afirmam que essa abordagem aumenta os graus de liberdade e a eficiência dos parâmetros estimados.
- (14) Adota-se a Decomposição de Cholesky para permitir a análise de um choque em cada determinante da informalidade, considerando os demais choques iguais a zero. Para uma discussão mais detalhada, ver Hamilton (1994).
- (15) Love e Zicchino (2006) afirmam que esse método apresenta robustez mediante a heterogeneidade individual não observada e permite contornar problemas de endogeneidade e cointegração. Para mais detalhes, ver Koengkan, Losekann e Fuinhas (2019).
- (16) Os pedidos de patentes por não residentes são feitos por indivíduos de fora do país ou da região. E os dados de patentes cobrem pedidos e concessões classificados por campo de tecnologia. As séries de pedidos internacionais distinguem quatro subcategorias: 1) patentes obtidas por residentes de um país naquele país; 2) patentes obtidas em um país por não residentes de um país; 3) total de patentes registradas no país; e 4) patentes obtidas fora do país por seus residentes (World-Bank, 2019a).
- (17) O PIB a preços de compra é a soma do valor bruto adicionado por todos os produtores residentes no país mais quaisquer impostos sobre os produtos e menos quaisquer subsídios não incluídos no valor dos produtos. É calculado sem fazer deduções para depreciação de ativos fabricados ou para esgotamento e degradação de recursos naturais. Os dados estão em dólares internacionais constantes de 2017 (World-Bank, 2019b).
- (18) A Renda Nacional é definida como a soma do valor adicionado por todos os produtores residentes mais quaisquer impostos sobre produtos (menos subsídios) não inclusos na avaliação da produção mais receitas líquidas de renda primária (remuneração de empregados e renda de propriedade) do exterior (World-Bank, 2019b).
- (19) Os dados estão em dólares internacionais constantes de 2017.
- (20) Conforme sugerido por Koengkan e Fuinhas (2020).
- (21) Vide Maddala e Wu (1999) e Choi (2001).

- (22) Como se trata de painel não balanceado, não foi possível utilizar os testes Levin-Lin-Chu (LLC), Harris-Tzavalis (HT) e o teste de Hadri, que possui hipótese nula contrária aos demais testes. Pelo mesmo motivo, também não foi possível fazer uso de testes de raiz unitária de segunda geração, como o teste Cips. Para uma breve discussão sobre os testes de raiz unitária em painel, veja Pesaran (2012).
- (23) Segundo Lopez e Weber (2017), a metodologia proposta por Granger (1969) consiste em analisar a relação causal entre séries temporais. Dado que x_t e y_t são séries estacionárias, o modelo para testar a causalidade de x em y consiste em
- $$y_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \gamma_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$
- com $t=1, \dots, T$. E é utilizado o teste F com a seguinte hipótese nula: $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_K = 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, podemos concluir que a causalidade de x para y existe.
Para uma melhor discussão, ver Granger (1969).
- (24) Para facilitar o entendimento, será adotada essa nomenclatura com a seta indicando que a primeira variável é a de impulso e a segunda é a que responde ao impulso. Isto é, na primeira variável ocorre o choque de um desvio padrão e a segunda variável responde a esse choque. O caso ($\text{inf} \rightarrow y$) significa que um choque na informalidade provoca alguma resposta ou efeito sobre o PIB.
- (25) A análise da decomposição da variância demonstrou um nível de persistência próximo de 53%.

Referências

- ABRIGO, M. R.; LOVE, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in stata. *The Stata Journal*. Los Angeles/CA, Sage Publications, v. 16, n. 3, pp. 778-804.
- ALLINGHAM, M. G.; SANDMO, A. (1972). Income tax evasion: a theoretical analysis. *Journal of public economics*. North-Holland, v. 1, n. 3-4, pp. 323-338.
- ALMENAR, V.; SÁNCHEZ, J. L.; SAPENA, J. (2020). Measuring the shadow economy and its drivers: the case of peripheral emu countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*. Taylor & Francis, v. 33, n. 1, pp. 2904-2918.
- AMARANTE, J. C. A. et al. (2021). The relationship between economic growth, renewable and nonrenewable energy use and CO₂ emissions: empirical evidences for Brazil. *Greenhouse Gases: Science and Technology*. Wiley Online Library.
- ANDREONI, J.; ERARD, B.; FEINSTEIN, J. (1998). Tax compliance. *Journal of economic literature*. *JSTOR*, v. 36, n. 2, pp. 818-860.
- ANDREWS, D.; LU, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*. Elsevier, v. 101, n. 1, pp. 123-164.

- ARELLANO, M.; BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*. Wiley-Blackwell, v. 58, n. 2, pp. 277-297.
- BAJADA, C.; SCHNEIDER, F. (2009). Unemployment and the shadow economy in the OECD. *Revue économique*. Presses de Sciences Po, v. 60, n. 5, pp. 1033-1067.
- BALTAGI, B. H. (2008). Forecasting with panel data. *Journal of forecasting*. Wiley Online Library, v. 27, n. 2, pp. 153-173.
- BARRO, R. J.; LEE, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of development economics*. Elsevier, v. 104, pp. 184-198.
- BERDIEV, A. N.; SAUNORIS, J. W. (2016). Financial development and the shadow economy: A panel var analysis. *Economic Modelling*. Elsevier, v. 57, pp. 197-207.
- BERDIEV, A. N.; PASQUESI-HILL, C.; SAUNORIS, J. W. (2015). Exploring the dynamics of the shadow economy across us states. *Applied Economics*. Taylor & Francis, v. 47, n. 56, pp. 6136-6147.
- BIRINCI, S.; ELGIN, C. (2013). *Shadow economy over the business cycle: how do formal and informal cycles interact*. Unpublished manuscript.
- BIRINCI, S. et al. (2013). Trade openness, growth, and informality: Panel VAR evidence from OECD economies. *Economics Bulletin*, v. 33, n. 1, p. 694-705.
- BUEHN, A.; FARZANEGAN, M. R. et al. (2013). Impact of education on the shadow economy: Institutions matter. *Economics Bulletin*. AccessEcon, v. 33, n. 3, pp. 2052-2063.
- BUEHN, A.; SCHNEIDER, F. (2012). Shadow economies around the world: novel insights, accepted knowledge, and new estimates. *International tax and public finance*. Springer, v. 19, n. 1, pp. 139-171.
- CASTRO, M. H. M. (2006). *Atrasos e turbulências na educação brasileira*. Santiago, Cepal.
- CEPAL, N. (2015). *Estudo econômico da América Latina e do Caribe 2015: desafios para impulsionar o ciclo de investimento com vistas a reativar o crescimento*. Documento Informativo.
- CHOI, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*. Elsevier, v. 20, n. 2, pp. 249-272.
- DA SILVA, J. A. (2021). *Crescimento Econômico e Inovação: uma Análise através do VAR em Painel Para os Países da OCDE*. Tese de Doutorado. João Pessoa, Universidade Federal da Paraíba.
- DELL'ANNO, R. (2007). The shadow economy in Portugal: An analysis with the mimic approach. *Journal of Applied Economics*. Taylor & Francis, v. 10, n. 2, pp. 253-277.
- _____ (2009). Tax evasion, tax morale and policy maker's effectiveness. *The Journal of Socio-Economics*. Elsevier, v. 38, n. 6, pp. 988-997.
- DELL'ANNO, R.; SOLOMON, O. H. (2008). Shadow economy and unemployment rate in USA: is there a structural relationship? An empirical analysis. *Applied economics*. Taylor & Francis, v. 40, n. 19, pp. 2537-2555.
- DOBSON, S.; RAMLOGAN-DOBSON, C. (2012). Inequality, corruption and the informal sector. *Economics Letters*. Elsevier, v. 115, n. 1, pp. 104-107.
- DREHER, A.; KOTSOGIANNIS, C.; MCCORRISTON, S. (2009). How do institutions affect corruption and the shadow economy? *International Tax and Public Finance*. Springer, v. 16, n. 6, pp. 773-796.

- DREHER, A.; SCHNEIDER, F. (2010). Corruption and the shadow economy: an empirical analysis. *Public Choice*. Springer, v. 144, n. 1, pp. 215-238.
- EASTERLY, W.; LOAYZA, N.; MONTIEL, P. (1997). Has Latin America's post-reform growth been disappointing? *Journal of International Economics*. Elsevier, v. 43, n. 3-4, pp. 287-311
- ELGIN, C.; OZTUNALI, O. et al. (2012). Shadow economies around the world: model based estimates. *Bogazici University Department of Economics Working Papers*, v. 5, n. 2012, pp. 1-48
- ELGIN, C.; URAS, B. R. (2013). Public debt, sovereign default risk and shadow economy. *Journal of Financial Stability*. Elsevier, v. 9, n. 4, p. 628-640
- ENSTE, D. (2019). The shadow economy in industrial countries. *IZA World of Labor 2018*, v. 10.15185/izawol.127. v. 2.
- FERREIRA, P. C.; VELOSO, F. A. (2015). O desenvolvimento econômico brasileiro no pós-guerra. *FGV Crescimento e Desenvolvimento*. Disponível em: https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/14054/O_Desenvolvimento_Econ%C3%B4mico_Brasileiro_no_P%C3%B3s_Guerra.pdf>. Acesso em: 13 jun 2023.
- GOMES, T. G. P. (2016). *Os efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico dos países da América Latina no período de 1970 a 2010*. 2016. Dissertação de Mestrado. Recife, Universidade Federal de Pernambuco.
- GRANGER, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pp. 424-438.
- HAMILTON, J. D. (1994). State-space models. *Handbook of econometrics*, v. 4, pp. 3039-3080.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the econometric society*. JSTOR, pp. 1371-1395.
- JOHNSON, S.; KAUFMANN, D.; ZOIDO-LOBATON, P. (1998). Regulatory discretion and the unofficial economy. *The American economic review*. JSTOR, v. 88, n. 2, pp. 387-392.
- KOENGGAN, M.; FUINHAS, J. A. (2020). Exploring the effect of the renewable energy transition on CO2 emissions of Latin American & Caribbean countries. *International Journal of Sustainable Energy*, v. 39, n. 6, p. 515-538.
- KOENGGAN, M.; LOSEKANN, L. D.; FUINHAS, J. A. (2019). The relationship between economic growth, consumption of energy, and environmental degradation: renewed evidence from Andean community nations. *Environment Systems and Decisions*, v. 39, p. 95-107.
- LA PORTA, R.; SHLEIFER, A. (2014). Informality and development. *Journal of economic perspectives*, v. 28, n. 3, pp. 109-126.
- LOAYZA, N. V. (1994). *Labor regulations and the informal economy*. Policy Research Working Paper Series 1335, The World Bank.
- _____ (1997). The economics of the informal sector. *Policy Research Working Paper*, v. 1727.
- LOPEZ, L.; WEBER, S. (2017) Testing for Granger causality in panel data. *The Stata Journal*, v. 17, n. 4, pp. 972-984.
- LOVE, I.; ZICCHINO, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel var. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Elsevier, v. 46, n. 2, pp. 190-210.

- LÜTKEPOHL, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- _____. (2013). Vector autoregressive models. *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*. [S.l.], Edward Elgar Publishing.
- MADDALA, G. S.; WU, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*. Wiley Online Library, v. 61, n. [S.1.], pp. 631-652.
- MEDINA, L.; SCHNEIDER, F. (2018). Shadow economies around the world: what did we learn over the last 20 years? *IMF Working Paper*.
- NEGRI, F. D.; CAVALCANTE, L. R. (2014). *Os dilemas e os desafios da produtividade no Brasil*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).
- OCDE – Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (2014). *Fomentando o crescimento inclusivo da produtividade na América Latina* (Série Melhores Políticas).
- ORDONEZ, J. C. L. (2014). Tax collection, the informal sector, and productivity. *Review of Economic Dynamics*, v. 17, n. 2, pp. 262-286.
- PACHECO, G. B.; GARCIA, A. W.; GARCIA, R. (2019). *Educação Superior na América Latina: uma reflexão sob o olhar da Cepal*. Inpeau/UFSC.
- PESARAN, M. H. (2012). On the interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, v. 116, n. 3, pp. 545-546.
- ROLDOS, J. et al. (2019). A dinâmica do mercado de trabalho e a informalidade ao longo do ciclo econômico da ALC. *Fundo Monetário Internacional*, outubro.
- SCHNEIDER, F. (1994). Measuring the size and development of the shadow economy. can the causes be found and the obstacles be overcome?. *Essays on economic psychology*. [S.l.], Springer, pp. 193-212.
- _____. (2000). Dimensions of the shadow economy. *The Independent Review*. JSTOR, v. 5, n. 1, pp. 81-91.
- _____. (2005). Shadow economies around the world: what do we really know? *European Journal of Political Economy*. Elsevier, v. 21, n. 3, pp. 598-642.
- _____. (2009). *The Size of the Shadow Economy for 25 Transition Countries over 1999/00 to 2006/07: What do we know?*
- SCHNEIDER, F.; ENSTE, D. H. (2000). Shadow economies: size, causes, and consequences. *Journal of economic literature*, v. 38, n. 1, pp. 77-114.
- SCHNEIDER, F.; WILLIAMS, C. (2013). The Shadow Economy. *The Institute of Economic Affairs*. Retrieved July, v. 26, p. 2016.
- SILVA, M. E. A. da (2020). Does inequality benefit growth? new evidence using a panel var approach. *International Journal of Development Issues*. Emerald Publishing Limited.
- TANZI, V. (1999). Governance, corruption, and public finance: an overview. Governance, corruption and financial management. *Asian Development Bank*, Citeseer.
- TEOBALDELLI, D. (2011). Federalism and the shadow economy. *Public Choice*. Springer, v. 146, n. 3-4, pp. 269-289.

WILLIAMS, C. C.; LANSKY, M. A. (2013). Informal employment in developed and developing economies: Perspectives and policy responses. *International Labour Review*. Wiley Online Library, v. 152, n. 3-4, pp. 355-380.

WILLIAMS, C. C.; SCHNEIDER, F. (2016). *Measuring the global shadow economy: the prevalence of informal work and labour*. [S.I.], Edward Elgar Publishing.

WORLD-BANK (2019a). *Doing business 2020*. [S.I.], TheWorld Bank.

WORLD-BANK (2019b). *World development report 2020: Trading for development in the age of global value chains*. The World Bank.

Texto recebido em 8/jan/2023
Texto aprovado em 28/mar/2023

Anexo

Tabela 1 – Teste FIV e Teste CSD

	VIF	1/VIF	CD-test	P-valor	Corr	abs
inf	-	-	15.09	0.000	0.409	0.425
u	1.36	0.737	9.06	0.000	0.245	0.279
educS	1.05	0.952	10.06	0.000	0.450	0.115
taup	1.05	0.954	12.06	0.000	0.388	0.262
y	1.36	0.734	17.74	0.000	0.480	0.485
Média VIF	1.20					

Fonte: elaboração própria.

Quadro 1 – Testes de Raiz Unitária em Paineis

Variáveis	IPS		ADF-Fisher	
	Pvalor	t	Pvalor	t
inf	0.0000	-3.6594	0.0000	-9.8300
u	0.0000	-3.5060	0.0000	-9.0763
educS	0.0842	-1.8616	0.0676	-1.4937
taup	0.0013	-2.8150	0.0000	-7.6470
y	0.0000	-3.2029	0.0000	-6.8329
tauk	0.0000	-4.1957	0.0000	-12.2278
Y	0.0000	-2.9737	0.0000	-7.8680
Paten	0.0000	-3.1627	0.0000	-7.3807

Fonte: elaboração própria.

Quadro 2 – Testes para seleção dos modelos

Lags	MBIC	MAIC	MQIC	J
1	-280.2434	-76.35597	-159.0796	73.64403
2	-192.2361	-56.31118	-111.4602	43.68882
3	-96.24975	-28.28728	-55.86182	21.71272

Fonte: elaboração própria.

